



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학박사학위논문

우리나라 가구의 주거에너지 소비행태 계량분석

Econometric Analyses on Residential Energy Use
in Korean Households

2016년 2월

서울대학교 대학원

농경제사회학부 농업·자원경제학전공

김 영 희

[국문초록]

에너지는 산업의 필수요소이며 가격의 등락이 커 사회에 미치는 영향이 막대한 만큼 어느 나라건 에너지의 수요와 공급은 정부의 주된 관심이다. 특히 우리나라와 같이 대부분의 에너지를 수입에 의존해야 하는 상황에서 에너지는 국가 안보와도 직결되는 사항이므로 거시적 측면에서 에너지의 수요 및 공급을 예측하려는 연구는 많이 진행되어 왔다.

1970년대 오일쇼크 이후 가계의 과중한 에너지 비용이 문제되면서 시작된 주거에너지 연구는 그간 산업부문에 비해 상대적으로 경시된 측면이 있으나, 근래에는 기후변화와 관련하여 그 중요성이 증대되고 있다. 산업부문과 수송부문은 그간의 에너지 효율이 높아지면서 에너지 소비 증가율이 둔화된 반면 주거에너지 소비는 계속 증가하고 있고 이러한 양상은 앞으로도 계속 될 전망이어서 주거에너지 소비에 대한 관심은 더욱 커질 것으로 보인다.

그러나 오일쇼크 이후 지난 40년간의 많은 연구에도 불구하고 주거에너지 연구는 여전히 “uncertainty” (Estiri, 2015) 또는 “black spot” (Stern, 1986)으로 요약된다. 일반재화와 같이 소득과 가격에 의해 소비를 파악해보려는 시도는 주거에너지의 탄력성이 매우 낮고 비탄력적인 것으로 나타나면서 경제 변수가 에너지 소비에 미치는 영향이 매우 적음을 인지하게 되었고, 에너지 효율 등의 기술적 요인으로 분석하려던 노력들도 에너지 소비 주체인 가구의 다양한 행동패턴이나 특성을 파악하지 못함으로써 에너지 소비를 설명하는 데 한계를 보였다. 기술적 접근에서 가장 대표적인 Socolow(1978)의 Twin River Study에서는 동일 주택 28가구의 소비량의 변이가 200~300%에 달하는 것으로 나타

나 거주자의 행동방식이 에너지 소비량을 결정짓는 가장 큰 원인으로 분석되었다.

소비자를 주어진 주택과 기술상태 하에서 공급된 에너지를 단순히 이용하는 “수용자(recipients)” (Lutzenhiser, 1993)로 보는 접근이 현실과 다른 결과를 보이면서 주거에너지에서의 소비자의 행태와 특성이 부각되었으며 이를 설명하기 위해 소비자 선호 및 선택에 근거한 경제·사회적 접근이 시도되고 있다.

가구의 에너지 소비는 매일 매일의 선택인 만큼 가구의 의사결정을 바탕으로 분석되어야 한다. 그러나 주거에너지에 대한 대부분의 연구가 시계열 분석이나 현황과악에 한정되어 있고, 가구의 선호나 의사결정을 고려한 연구는 거의 없어 최근 요청되고 있는 에너지복지 및 수요관리 정책수립을 위한 기초자료조차 부족한 실정이다. 따라서 본고는 가구의 의사결정에 근거하여 주거에너지 소비행태를 파악하고자 하였다.

제1논문에서는 빈곤가구의 에너지 가격변화에 따른 소비행태를 분석하였다. 동절기 기온이 낮아지면 동일 실내온도 유지를 위해 더 많은 연료가 필요하게 되므로 시장가격 증가와 함께 기온강하는 에너지 비용을 높이는 요인이 된다. 이렇게 난방비가 증가하는 경우 추가적 지출여력이 없는 빈곤가구는 다른 필수재의 소비를 줄일 위험이 있으므로 이들의 필수재 소비를 분석하였다. 그 결과 우리나라 빈곤가구에 있어 식품소비가 무엇보다 중요하며 기온강화로 실내온도 유지비용이 증가하는 경우 추가적 난방비를 지출하기보다 차라리 식품소비를 늘리는 것으로 나타났다. 이 경우 의료비 지출의 감소도 우려된다. 동절기 기온강하 시 빈곤가구는 난방 및 보건의출을 줄여 총체적 건강위험이 발생할 수 있으므로 이를 미연에 예방할 수 있는 정책이 필요하다. 따라서 2015년 12월부터 실시되는 에너지바우처의 필요성을 절감하게 된다.

제2논문에서는 난방방식 선택의 의사결정과 난방에너지 소비의 상관성을 분석하였다. 우리나라의 온돌문화는 난방방식이 주택에 매립되어 있는 중앙난방시스템으로 주택의 선택이 난방방식(난방연료)을 결정한다. 따라서 가구의 난방에너지 소비가 주택의 선택에 종속되며 주택의 선택과 에너지 소비에는 상관성이 있을 수 있다. 본고는 이러한 상관성을 통제하는 이산연속선택모형을 이용해 가구의 난방에너지 소비를 분석하였다. 그 결과, 특정 난방방식의 주택에 거주(선택)하는 가구들에 유의한 특성이 있으며 이러한 가구특성은 주택선택에는 영향을 미치나 난방에너지 소비에는 큰 영향을 미치지 않았다. 따라서 한번 난방방식이 선택되면 난방에너지 소비는 가구특성에 영향 받기보다는 난방방식에 따른 내생적 소비로 인한 영향이 더 큰 것으로 분석되었다.

제3논문에서는 가구들이 주어진 난방방식과 소득 하에서, 주거에너지로부터 얻는 효용을 극대화하기 위해 어떤 의사결정을 하는지 평가하고자 비용효율성 분석을 수행하였다. 주거에너지 비용에서 효율적 가구와 일반가구 간 상당한 격차가 있으므로, 효율성 격차의 원인을 파악하기 위해 효율성 결정요인을 분석하였다. 그 결과, 일반적으로 규모효과를 갖는 것으로 알려진 주택면적과 가구원수가 효율성 증가요인이고 소득이 효율성 감소요인이라는 것 외에도 전체 주거에너지 소비에서 전기가 차지하는 비중이 증가할수록 효율성이 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 또한 난방방식에 따른 효율성의 차이는 난방방식별 상이한 전기비중에서 기인하는 것으로 판단된다. 각 가구는 난방연료와 전기의 상대가격에 따라 난방연료와 전기의 소비비율을 결정할 것이므로 전체 주거에너지 중 전기가 차지하는 비중으로 나타나는 가구의 비용효율적 의사결정이 효율성에 영향을 미침을 확인하였다.

본 연구는 가구의 주거에너지 소비를 가계의 선호에 근거한 의사결

정 구조를 중심으로 살펴보고자 하였다. 제1논문에서는 빈곤가구와 일반가구의 평상시와 동절기에 따라 다른 소비 행태를 살펴보고, 제2논문에서는 주택의 선택이라는 의사결정이 에너지 소비에 미치는 영향을, 제3논문에서는 가구의 비용최소화의 의사결정이 효율성에 미치는 효과를 분석하였다.

가구의 선호는 일반적으로 관찰할 수 없지만 의사결정을 통해 간접적으로 드러나는데 이러한 의사결정이 주거에너지 소비에 결정적 역할을 하는 것으로 나타났다. 따라서 자료로는 파악할 수 없어 짐작되어온 가구의 소비행태 및 선호를 계량적으로 검증한 데 본 연구의 의의가 있다.

에너지의 수요관리가 더 중요해지는 시대적 요구에도 가구의 선호 및 의사결정에 따른 연구가 부족한 현실에 본 연구가 가구의 소비행태를 파악하는 데 기초자료를 제공할 것으로 생각된다.

주요어 : 난방방식, 주거에너지, 소비자 선택, 이산선택모형, 선택편이,
이산연속선택모형, 비용효율성, 에너지 빈곤, AIDS모형

학 번 : 2008-30322

차 례

서 문

제1논문 동절기 외기온도 변화가

빈곤가구 필수재 소비에 미치는 영향분석

1.1. 서론	6
1.2. 분석모형	9
1.2.1. 기본모형	9
1.2.2. 준이상수요체계(Almost Ideal Demand System)	16
1.3. 분석자료	20
1.4. 분석결과	26
1.4.1. 광열가격 변화 시 필수재 소비 분석	26
1.4.2. 동절기 기온강하 시 필수재 소비 분석	31
1.5. 결론	34
참고문헌 1	36

제2논문 난방방식 선택과 주거에너지 소비의 결정요인 분석

2.1. 서론	43
2.2. 분석모형	47
2.2.1. 난방방식 선택모형	47
2.2.2. 이산연속선택모형	51
2.3. 분석자료	59
2.4. 분석결과	66
2.4.1. 난방방식 선택의 결정요인 분석	66
2.4.2. 난방에너지 소비량 결정요인 분석	73
2.5. 결론	80
참고문헌 2	83

제 3 논문 주거에너지 소비의 비용효율성 분석

3.1. 서론	94
3.2. 분석모형	97
3.2.1. DEA 효율성 분석	97
3.2.2. 이산연속선택모형	101
3.3. 분석자료	107
3.4. 분석결과	114
3.4.1. 효율성지수 도출	114
3.4.2. 비용효율성 결정요인 분석	116
3.5. 결론	123
참고문헌 3	125
Abstract	130

제1논문 표·그림 차례

<표 1-1> 소득분위별 평균 소비지출	21
<표 1-2> 소득분위별 소비지출 비중	23
<표 1-3> 소득계층 및 계절별 소비지출 비중	25
<표 1-4> 일반가구의 평상시 가격 및 지출탄력성	27
<표 1-5> 일반가구의 동절기 가격 및 지출탄력성	27
<표 1-6> 빈곤가구의 평상시 가격 및 지출탄력성	27
<표 1-7> 빈곤가구의 동절기 가격 및 지출탄력성	27
<표 1-8> 외기온도 변화 시 식품수요 탄력성	32
<표 1-9> 외기온도 변화 시 보건수요 탄력성	33
<그림 1-1> 소득 대비 지출비중의 변화 추이	22
<그림 1-2> 하위 20%의 주거광열 및 연료비 비중 변화	22
<그림 1-3> 소득분위별 소비지출 비중	23
<부록 1-1> 일반가구의 LA-AIDS 추정결과	41
<부록 1-2> 빈곤가구의 LA-AIDS 추정결과	42

제2논문 표·그림 차례

<표 2-1> 조사가구의 난방방식 분포	62
<표 2-2> 설명변수의 기초통계량	65
<표 2-3> 가구특성의 난방방식 선택에 대한 한계효과	68
<표 2-4> 각 소득구간별 연료선택 확률	70
<표 2-5> 연료별 가격 비교	71
<표 2-6> 수급가구와 최저소득가구의 난방방식 선택확률 추정	72
<표 2-7> 난방에너지 소비량 결정요인 분석_IV모형	74
<표 2-8> 난방방식 선택확률 변수의 검정결과	75
<표 2-9> 난방에너지 소비량 결정요인 분석_DM 모형	77
<그림 2-1> 가정부문 에너지원 점유비율 추이	61
<그림 2-2> 난방방식별 단위면적당 주거에너지 소비량 커널분포 ..	63
<그림 2-3> 난방방식별 단위면적당 전기에너지 소비량 커널분포	63
<그림 2-4> 소득증가에 따른 등유와 연탄의 선택확률 변화	70
<부록 2-1> 다항로짓과 조건부 로짓의 비교(Long, 1998)	89
<부록 2-2> 난방방식별 월별 전기 소비량	91
<부록 2-3> IIA 가설 검정	91
<부록 2-4> 난방방식 선택의 결정요인 분석	92
<부록 2-5> 선택수정항 검정결과	93

제3논문 표·그림 차례

<표 3-1> 투입과 산출의 기초통계량	111
<표 3-2> 설명변수의 기초통계량	113
<표 3-3> CRS 및 VRS 효율성 지표 비교	115
<표 3-4> 규모가변(VRS) DEA 효율성 분포	115
<표 3-5> 비용효율성 결정요인 분석(pooled)	118
<표 3-6> 난방방식별 평균 에너지 소비량 및 전기비중	119
<표 3-7> 비용효율성 결정요인 분석_DM 모형	121
<그림 3-1> DEA를 통한 효율성 측정	99
<그림 3-2> 난방방식별 난방열량 평균가격 및 전기비중 커널분포	109
<그림 3-3> 난방방식별 전기비중	110
<그림 3-4> CRS와 VRS의 효율성 지표 비교	114

서 문

에너지는 산업의 필수요소이며 가격의 등락이 커 사회에 미치는 영향이 막대한 만큼 어느 나라건 에너지의 수요와 공급은 정부의 주된 관심이다. 특히 우리나라와 같이 대부분의 에너지를 수입에 의존해야 하는 상황에서 에너지는 국가 안보와도 직결되는 사항이므로 거시적 측면에서 에너지의 수요 및 공급을 예측하려는 연구는 많다.

국가 전체 및 산업부문의 에너지 수요 및 공급에 대한 높은 관심과는 반대로 가정부문 에너지(주거에너지)는 그 비중이 적어 상대적으로 경시되어 왔으나 근래에는 기후변화와 관련하여 그 중요성이 증대되고 있다. 산업부문과 수송부문은 그간의 에너지 효율이 높아지면서 에너지 소비 증가율이 둔화된 반면 주거에너지 소비는 계속 증가하고 있고 이러한 양상은 앞으로도 계속 될 전망이어서 주거에너지 소비에 대한 관심은 더욱 커질 것으로 보인다.

1970년대 오일 쇼크 이후 본격적으로 연구가 시작된 주거에너지 분야는 정부정책과 사회적 흐름에 따라 큰 변화를 거쳐 왔다. 주거부문 에너지에 관한 초기 연구들은 장래의 수요 예측이나 유류에 관한 세금부과 효과 등 정책적인 필요에 의한 연구들이 다수이었으므로 인구변동, 경기변동, GDP 증가율, 도시화율 등의 거시변수를 사용한 시계열 분석이 주를 이루었다. 그러나 이런 거시변수들은 가구의 주거에너지 소비에 간접적 영향만을 미칠 뿐이므로, 1970년대 오일 쇼크로 개별 가구의 난방비 급증이 사회적 문제로 대두되면서 가구 에너지 소비에 직접적으로 영향을 미치는 미시자료를 이용한 연구가 시작되었다.

개별 가구들이 어떤 연료를 얼마나 사용할지 결정할 때에는 가계의

예산 제약 하에서 가격과 기회비용을 감안해 결정할 것이므로 소득 및 가격 탄력성이 주요한 이슈로 인식되었다(Pirog & Stamos, 1987). 그러나 대부분의 연구에서 주거에너지의 소득 및 가격 탄력성은 매우 낮고 비탄력적이며 경제 변수들에 의한 모형 설명력이 낮았으므로 (Baker et al., 1989; Bernard et al., 1996; Garbacz, 1983; Hirst et al., 1982, Nesbakken, 1999; Poyer and Williams, 1993) 난방방식이나 연료, 주택의 단열상태 등의 물리적 에너지 효율성에 대한 관심이 증가하였다.

물리적 에너지 효율성에 대한 연구들은 크게 기술적 접근과 통계적 접근법으로 나눌 수 있다. 기술적 접근법에서는 단열정도, 연소기관의 효율, 가전기기의 보유, 거주면적과 같은 주택의 물리적 특성을 중심으로 한 시뮬레이션 방법이 진행되었다. 그러나 주거에너지 소비에서 물리적 특성이 중요하다면, 그래서 이런 변수들이 주어진다면 가구당 에너지 소비량의 추정이 가능해야 함에도 기술적 계산값과 실제 소비량 간에 큰 차이가 나타났다. 비슷한 주택형태와 지역임에도 가구별 에너지 소비량의 변이가 200~300%에 달할 만큼(Hackett and Lutzenhiser, 1991; Socolow, 1978; Sonereffer, 1978) 상이한 것에 대한 원인으로 거주자의 행동특성을 반영하지 않았음이 지목되었고(Hass et al., 1998; Linden et al., 2006; Branco et al., 2004), 기술적 접근에서 가장 대표적인 Socolow(1978)의 Twin River Study는 동일 주택 28가구에 대한 연구에서 거주자의 행동방식이 에너지 소비량을 결정짓는 가장 큰 원인이라고 밝히기도 하였다.

기술적 접근에서는 기계나 가전제품, 건물을 에너지의 “사용자(user)” 라고 보고 인간은 단순 “수용자(recipients)” 라고 보는데 (Lutzenhiser, 1993), 이러한 접근이 현실과 다른 결과를 보이면서 주거 에너지에서의 인간의 행태 및 거주인의 능동적 역할이 부각되었으며 이

를 설명하기 위해 소비자 선택 및 가구특성에 근거한 경제·사회적 접근이 시도되었다.

오일쇼크 이후 40년이 넘는 시간동안 다양한 연구가 진행되었음에도 불구하고 주거에너지에 대한 연구는 “uncertainty” (Estiri, 2015)와 “black spot” (Stern, 1986)으로 요약될 수 있을 만큼 우리의 주거에너지에 대한 인식은 일천하다. 이렇게 주거에너지에 대한 연구가 어려운 이유는 관찰가능한 변수들, 즉 주택이나 내연기관의 물리적 특성이나 가구특성은 주거에너지의 일부분만을 설명할 뿐이며 이들 상호간의 상관성이 매우 크기 때문이다. 또한 소비자의 행태가 중요한 부분을 차지함에도 소비자의 행태 및 그 행태를 결정하는 선호 등은 관찰이나 측정이 힘들기 때문이다.

특히 우리나라의 경우 1981년에야 가구수준의 에너지 소비현황을 파악할 수 있는 에너지총조사가 시작되었으나 마이크로 데이터를 공개하지 않아 자료의 구득도 어려운 상황이다. 따라서 주거에너지 연구는 실태조사 및 시계열연구가 주를 이룬다. 가구수준의 미시자료를 분석한 연구들은 앞서 서술한 해외 연구동향과 궤적을 같이 하는데, 건축이나 기술분야를 중심으로 시뮬레이션 연구와 함께, 가구특성 및 구성원의 착의 상태나 절약의식 등 소비자의 행태를 통해 주거에너지 소비를 설명하려는 노력이 행해지고 있다.

국내의 주거에너지 연구가 초기인 만큼, 우선 주거에너지 소비의 결정요인을 찾는 연구가 주를 이룬다. 주거에너지의 용도별 소비를 파악하기도 하고(이성근, 2010), 용도별 소비량의 분포에 따른 가구특성을 분석한 연구(최문선 외, 2013), 가계동향조사를 이용해 가구의 에너지 소비지출의 특성을 분석한 연구(정윤경·박광수, 2013)들이 있다. 총 주거에너지보다는 한 가지 에너지원에 대한 소비자료를 얻기가 쉬우므로 개별

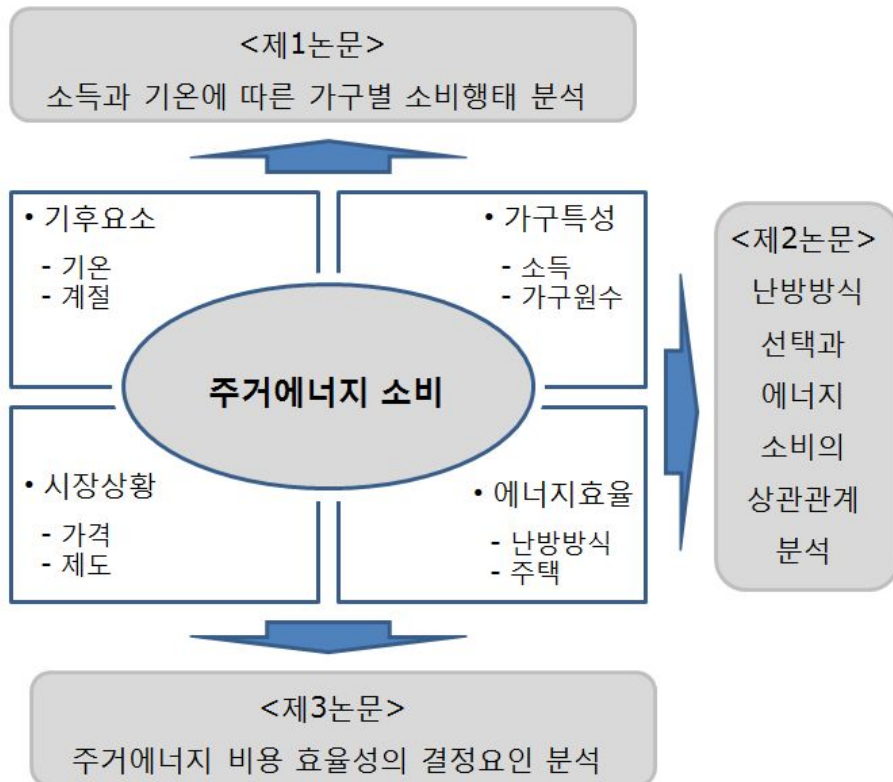
에너지원에 대해서는 좀 더 다양한 분석이 진행되었다. 기후가 전력소비에 미치는 영향(임상수, 2009; 박광수, 2012; 임현진 외, 2013), 고령화가 가정용 전력수요에 미치는 영향(원두환, 2012), 이 외에도 건축 및 설비를 중심으로 외기온도, 환기, 단열도 등이 주택의 에너지 소비에 미치는 영향을 분석한 연구들이 있다.

이들은 관찰가능한 변수들을 이용하여 주거에너지 소비를 설명하고 있으나 가구의 의사결정과 선호를 바탕으로 주거에너지 소비를 분석한 연구는 아직까지 수행되지 않았다.

주거에너지는 여러 요인에 영향을 받는다. 기후요소, 소득 등의 가구 특성, 가격 등의 시장상황, 그리고 난방방식이나 주택의 물리적 특성까지 다양한 인자가 영향을 미친다. 그리고 이런 인자들에 영향을 받는 에너지 소비는 가구의 일상적 선택인 만큼 가구의 의사결정을 바탕으로 분석되어야 한다. 따라서 본고는 소비자 선택 및 선호를 바탕으로 가구의 에너지 소비를 분석해보고자 한다. 제1논문에서는 소득수준 및 기온에 따라 가구들의 소비 선호가 다를 것에 착안하여 동절기 난방가격 증가 시 빈곤가구와 일반가구의 필수재 소비행태를 분석하며, 제2논문에서는 주택의 선택에 따른 난방방식 결정이 에너지 소비에 미치는 영향을, 제3논문에서는 가구의 효용극대화 의사결정이 비용효율성에 미치는 효과를 파악하고자 한다.

가구의 선호는 눈에 보이는 것이 아니고 가구의 개별적 선택의 중요성은 간과되기 쉽다. 그러나 이러한 개인의 의사결정의 총합이 국가의 에너지 체계를 형성하는 만큼 본고의 이러한 시도는 지금까지 에너지 수급에만 초점이 맞추어져 거시적으로 이루어져온 우리나라 주거에너지 연구에, 미시적 의사결정 과정을 이해하는 데 도움을 주고, 나아가 갈수록 중요해지는 에너지 수요관리의 첫 걸음이라 할 수 있을 것이다.

<논문 구성>



제 1 논문

동절기 외기온도 변화가

빈곤가구 필수재 소비에 미치는 영향분석

1.1. 서론

1970년대 오일쇼크로 가구의 에너지비용 부담이 가중되면서 영국을 중심으로 에너지빈곤이 사회적 문제로 대두되었다. 우리나라도 단전으로 촛불에 의지하던 가구에 화재가 발생하면서 정부는 2007년을 ‘에너지복지 원년’으로 선포하고 2015년 12월부터 에너지 빈곤층을 위한 ‘에너지바우처’ 시행 등 에너지복지에 대한 관심이 고조되고 있다.

가전·조명은 현대사회의 필수재일 뿐 아니라, 동절기 난방의 결핍은 심장병 및 천식을 유발해 노인 건강에 치명적인 영향을 미치고 어린이 건강에는 장기적인 위해를 초래하는 등 건강 및 생명과 직결된다(Curwen, 1990; Katz et al., 1989; Keatinge, 1989; Eurowinter, 1997; Wilkinson et al., 2004)¹. 특히 우리나라는 4계절이 뚜렷하고 동절기의 한파로 이러한 문제는 더욱 클 것으로 생각된다.

이렇게 “에너지” 빈곤이라는 특정 재화에 대한 빈곤이 문제가 되는 것은 에너지 빈곤²이 일반적 소득 빈곤과는 다른 특징을 가지기 때문

1 겨울철 사망률 증가의 원인이 외부기온인지, 실내온도인지에 관하여는 논란이 있다. 그러나 영국의 경우 겨울철 초과 사망(Winter excess death)이 다른 기간에 비해 20% 가량 높으며 이의 주요 원인으로 에너지빈곤을 꼽고 있다(Hills, 2011).

2 에너지 빈곤에 대한 국제사회의 명확한 정의가 있는 것은 아니나 에너지 빈곤에 대한 정

이다(Dubios and Meier, 2014). 에너지 빈곤의 원인은 낮은 소득과 열악한 주택 열효율 및 높은 에너지 가격의 세 가지로 요약될 수 있다(Boardman, 1991). 즉 소득빈곤 외에도 주택이나 난방기구의 비효율성(inefficiency)과 저렴한 연료에의 접근이 불가하여 비싼 연료를 사용해야 하는 불평등(inequality)과도 연관된다. 예를 들어 저소득가구라면 식품이나 의류 같은 일반재화는 저렴한 것을 구입할 수 있다. 그러나 에너지의 경우, 빈곤가구는 단열이 안되는 열악한 주택에 거주하는데 이들 주택은 가격이 저렴한 도시가스 등의 망에너지에 대한 접근이 어려운 경우가 많다. 따라서 소득이 낮음에도 오히려 비싼 에너지를 더 많이 소비해야하기 때문에 소득을 보전해주는 정책만으로는 에너지 빈곤을 해결하기 어렵다.

에너지의 이러한 특성으로, 에너지의 가격 변화가 식품 소비에 미치는 영향이 연구되었다. 에너지 가격이 증가할 경우, 저소득 가구는 자산이 부족하고 대출을 이용할 여력이 없어 추가적으로 발생하는 비용을 완충할 수 없다. 또한 에너지 빈곤가구는 가구 예산에서 차지하는 에너지 지출비중이 이미 클 뿐만 아니라 식품 등 다른 필수재의 비중도 높아 에너지 비용증가에 대처하기 어렵다. 이러한 경우 필수재인 식품소비를 줄일 수 있다는, “Heat or eat” 이 우려되기 때문이다.

시장에서의 외생적 가격변화는 탄력성으로 파악될 수 있다(Taylor and Houthakker, 2010; Givecha, Hasings and Villa-Boas, 2010; Silk and Joutz, 1997; Black, Stern and Elworth, 1985). 그러나 동절기 기온강하는 가구의 실내온도 유지비용을 증가시켜 난방가격을 올리는 또 다른 요인이 된다. Bhattacharya et al.(2003)은 미국자료를 분석하여 날씨가 추워지면 소득에 상관없이 에너지 비용이 증가하지만, 고소득가구는 식

책적 접근을 가장 먼저 시도한 영국을 중심으로 경상소득의 10% 이상을 에너지 비용으로 지출하는 가구를 에너지 빈곤가구로 정의하고 있다(Boardman, 1991).

품소비가 줄지 않는 반면 저소득층은 식품 소비가 줄 뿐만 아니라 영양 섭취도 낮아진다고 하였다. Cullen et al. (2005)은 영국 가구들을 대상으로 기대가능한 정도의 추위에는 소비패턴의 변화가 없으나 기대 이상의 기온변화가 있을 시 저소득 노인가구의 식품 소비가 줄어들음을 밝혀낸 바 있다. 또한 난방에너지는 아니지만 Givecha , Hasings and Villa-Boas (2010)는 수송용 가솔린 가격증가가 실질 소득을 감소시켜 식품 소비를 줄일 수 있음을 보이기도 하였다. 반면 Browning and Crossley (2009)는 식품은 소득탄력성이 낮으며 소득 감소 시 다른 내구재의 구매를 미룸으로써 충격을 완화하므로 식품 소비는 줄지 않는다고 분석하는 등 연구마다 분석결과는 다르다.

우리나라는 최근에야 에너지 빈곤이 사회적 문제로 대두되었고 주거 에너지에 대한 연구도 부족하여, 에너지 빈곤과 관련된 연구는 주로 에너지 빈곤층의 규모를 추정하거나(진상현 외, 2010; 신정수, 2010) 저소득층의 에너지 소비 실태조사에 국한되어 있다(신정수 · 이상열, 2010; 박광수, 2006; 박광수 · 김수일, 2009).

우리나라는 에너지 수입국으로 에너지 가격이 민감하게 변한다. 또한 저소득층은 임차주택에 거주하는 경우가 많고 여유자금도 부족하여 에너지 가격 증가 시 주택개선이나 난방방식 전환 등 효율개선을 실시하기 어렵다. 기후변화 심화 시 그 피해는 저소득층에게 집중될 수밖에 없는 것이다. 따라서 본고는 시장가격 및 기온변동에 의한 에너지 가격 변화가 빈곤가구의 필수재 소비에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

다음 1.2절에서는 기온변화가 필수재 소비에 미치는 영향을 슬러츠키 방정식과 탄력성을 이용해 도출하는 과정과 준이상수요체계(AIDS)를 이용한 탄력성 추정방법을 서술하고, 1.3절에서는 사용자료를 설명하며, 1.4절에서 분석결과 제시 후 1.5절에서는 결론 및 시사점을 도출한다.

1.2. 분석모형

1.2.1. 기본모형

가계의 필수재는 식품, 에너지, 보건이라 가정하고 가구는 식품(f)과 에너지(z), 보건(s) 및 기타 물품(x)을 구입한다고 하자. 가계생산이론에 따르면 에너지에 대한 가구의 효용은 연료의 소비(z)로 증가하는 것이 아니라 연료가 보일러 등의 내연기관을 통해 열로 변환되어 일정한 내부온도를 유지할 때 효용이 증가되므로, 가구는 연료가 아니라 열이라는 최종서비스를 소비하는 것이 된다. 따라서 가계의 관심이 연료의 소비량이 아니라 내부온도(h)라고 할 때의 효용함수는 식(1-1)과 같다.

$$\max \quad U(f, h, s, x) \quad (1-1)$$

$$s.t \quad p^f f + p^z z + p^s s + p^x x \leq m \quad (1-2)$$

이 때 가구의 예산(m)³ 제약식은 식(1-2)와 같이 나타낼 수 있으며 여기서 p^f 는 식료품 가격이고, p^z 는 에너지 가격, p^s 는 보건의료 가격, p^x 는 기타(물품 및 서비스)의 가격이다.

이제 가구의 관심사항은 연료의 소비량(z)이 아니라 내부온도(h)라고 할 때, 외부온도 τ 에서 가계가 원하는 실내온도(h)를 유지하기 위해

3 예산은 연구목적에 따라 소득(경상소득) 또는 (소비)지출로 정의되는데, 본고에서는 저소득층을 중심으로 하므로 소비지출을 예산으로 설정하였다. 소득에 비해 소비지출이 가구의 생활수준을 더 잘 나타낸다고 보고되기도 하고(Brewer et al., 2006; 이현주 외, 2006), 저소득가구의 상당수가 적자가구로서 소득을 분석하기 위해서는 항상소득가설 등의 가정이 더 필요하기도 하다(Cullen et al., 200; Browning and Crossley, 2001).

소비된 연료량은 다음 식(1-3)과 같이 내부온도(h)와 외부온도(τ)의 함수가 된다⁴. 그리고 내부온도를 높일수록, 외부온도가 낮을수록 연료소비량은 증가하므로 $z_h > 0, z_\tau < 0$ 의 특성을 갖는다.

$$z = z(h, \tau) \quad (1-3)$$

각 가구마다 보일러의 효율이 다르고 단열상태가 다르므로 일정 실내온도 h 를 유지하기 위한 난방가격 p^h 역시 가구마다 다르게 나타난다. 분석의 편의를 위해 $z(h, \tau)$ 를 내부온도 h 에 대한 1차 동차함수라 가정하면 $z(h, \tau) = z_h(h, \tau)h$ 이고, z_h 는 내부온도 1도를 유지하는데 소비되는 연료량이라고 할 수 있다. 이를 식(1-4)와 같이 가구의 에너지비용식에 산입하면, 가구의 에너지비용은 연료량과 연료가격의 함수에서 실내온도와 가구당 열에너지에 대한 가격으로 전환될 수 있으며 따라서 내부온도와 연료소비량의 관계는 다음과 같다.

$$p^z z = p^z z_h(h, \tau)h \equiv p^h h \quad (1-4)$$

우선 식품 수요를 살펴 보면, Beatty et al. (2011)은 동절기에 외부기온(τ)이 떨어진 경우, 외부기온 변화에 따른 식품 소비의 변화를 식(1-5)

4 Becker (1965), Lancaster (1966)에 의해 정립된 가계생산모형(Household Production Theory)의 핵심은 시장재나 서비스가 소비 자체로 효용을 창출하는 것이 아니라 효용을 만족시키는 또 다른 재화의 투입요소로 작용한다는 것이다. 따라서 난방의 경우 효용을 만족시키는 최종서비스로서 열(h)이 강조되며 시장재인 연료(z)는 투입요소가 되므로 외기온도(τ)까지 고려할 경우 열 소비함수는 일반적으로 다음과 같다.

$$h = h(z, \tau)$$

그러나 본고의 경우, 연료(z)가 효용을 창출하는 것이 아니라 열(실내온도, h)이라는 최종서비스의 투입요소가 된다는 점은 동일하나, 실내온도(h) 및 그 가격(p^h)은 관찰이 어렵기도 하고 본고의 분석이 실내온도와 외부온도의 관계에 맞추어져 있으므로 연료소비함수를 실내온도와 외기온도의 함수로 설정하였다.

와 같이 설정하였다. 식(1-4)에 의해 $p^h = p^z z_h(h, \tau)$ 이고 p^z 는 시장가격으로 외생적으로 결정되므로 외기온도 τ 에 대한 p^h 의 탄력성은 z_h 로 표현된다.

$$\frac{d \log f}{d \log \tau} = \frac{d \log f}{d \log p^h} \times \frac{d \log p^h}{d \log \tau} = \frac{d \log f}{d \log p^h} \times \frac{d \log z_h(h, \tau)}{d \log \tau} \quad (1-5)$$

외부기온이 떨어지면 실내온도 1도를 올리는데 드는 비용이 더 발생하므로 난방(열)의 상대가격이 상승한 것으로 볼 수 있다. 따라서 식(1-5)의 외부온도 변화에 따른 식품 소비 변화 정도는 실내온도(h), 식품 소비(f)의 관계(대체재 또는 보완재)와 외기온도 변화에 따른 연료소비량의 식으로 표현된다.

이때 실내온도와 식품소비가 대체관계라면, 즉 높은 가격으로 실내온도를 유지하느니 차라리 국밥 한 그릇을 더 먹는다고 한다면 실내온도 유지가격(p^h)이 증가함에 따라 식품 소비가 증가할 것이고, 실내온도와 식품이 보완재라면 식품 소비는 오히려 감소할 수 있다. 또한 외기온도가 낮아질수록 실내온도 1도를 유지하기 위한 에너지 소비량(z_h)이 증가할 것이므로 식(1-5)의 오른쪽 마지막 항은 (-)의 값을 갖는다.

$$\frac{d \log z_h(h, \tau)}{d \log \tau} < 0 \quad (1-6)$$

따라서 실내온도와 식품소비가 대체관계인 경우에는 외기온도 하락시 식품소비가 감소하고($\frac{d \log f}{d \log \tau} < 0$), 보완관계인 경우에는 외기온도 하락이 식품소비 증가로 이어질 수 있다($\frac{d \log f}{d \log \tau} > 0$).

식(1-5)의 에너지와 식품의 교차가격 효과를 슬러츠키 방정식 (Slutsky equation)을 통해 분해하면 식(1-7)과 같이 표현할 수 있다.

$$\frac{d \log f}{d \log p^h} \Big|_{dm=0} = \frac{d \log f}{d \log p^h} \Big|_{dU=0} - w^h \frac{d \log f}{d \log m} \quad (1-7)$$

식(1-4)에 따라 $p^z z = p^h h$ 이므로 지출점유율 $w^z = w^h$ 이고, 이제 식 (1-5)와 (1-7)을 결합하면 식(1-8)과 같이 나타낼 수 있다

$$\frac{d \log f}{d \log \tau} \Big|_{dm=0} = \left(\frac{d \log f}{d \log p^h} \Big|_{dU=0} - w^z \frac{d \log f}{d \log m} \right) \frac{d \log z_h(h, \tau)}{d \log \tau} \quad (1-8)$$

여기서 실내온도 1도를 유지하기 위한 에너지 가격의 식품 수요 탄력성인 $\frac{d \log f}{d \log p^h} \Big|_{dU=0}$ 와 외부온도 변화 시 실내온도 1도를 유지하기 위해 소비되는 에너지량의 변화인 $\frac{d \log z_h(h, \tau)}{d \log \tau}$ 의 계측이 문제된다. 실내온도 유지에 드는 열의 한계가격이나 연료 소비량은 주택 단열상태 및 보일러의 효율에 따라 다르며 이를 측정하기도 어렵기 때문이다. 이러한 한계로 인해 식(1-8)을 제안한 Beatty et al. (2011)은 식품과 에너지 소비는 필수재여서 대체효과는 없다고 가정한 후, 저소득층은 예산에서 필수재에 대한 지출비중이 크므로 외기온도 변화로 인한 에너지의 상대가격 증감은 소득(지출)탄력성의 문제가 될 것이라 하였다⁵.

5 Beatty et al. (2011)에서는 외기온도의 변화가 에너지의 상대가격 변동을 유발할 수 있음을 수식으로 보여주기는 했으나 에너지와 식품의 대체효과나 소득효과 등을 도출하지는 않았다. 대신 에너지 지출(fuel)을 예측하지 못한 외기온도 충격(temp shock)과 식품 지출(food), 가구규모(h_size) 등의 변수에 대해 일반회귀분석(OLS)함으로써 외기온도 충격이 에너지 지출에 미치는 효과를 실증분석 하였다.

$$\log(fuel) = f(\text{tempshock}, \log(food), h_size, \dots)$$

그러나 필수재는 대체탄력성이나 지출(소득)탄력성이 모두 낮으므로 어떤 것이 크다고 가정할 수 없다. 또한 Dubios and Meier (2014)는 저소득층의 필수재 이외의 지출은 월정액 이동통신요금이나 교통카드 등 계약에 묶여있어 경기나 가격에 의한 변동이 더 적을 수 있음을 언급하였다. 이러한 경우 광열비나 식품 소비는 계약에 의한 지출이 아니어서 대체성이 더 커질 수 있다. 따라서 외기온도 변화에 의한 필수재의 가격 및 지출 탄력성의 계측은 저소득층의 소비행태를 파악하는데 유용한 자료를 제공할 수 있다.

따라서 본고는 실내온도 1도를 유지하기 위한 에너지 가격의 식품 수요 탄력성인 $\frac{d \log f}{d \log p^h} \Big|_{dU=0}$ 을 도출하기 위하여, 우선 에너지 투입량(z)과 실내온도(h)의 관계를 이용해 다음 (1-9)와 같이 에너지 효율(μ)을 정의하였다(Khazzoom, 1980; Binswanger, 2001)⁶.

$$\mu = \frac{h}{z} \quad (1-9)$$

단, h = 열 또는 실내온도(에너지서비스 산출물)

z = 연료투입량

가구가 z 의 연료를 투입하여 h 의 실내온도를 유지한다고 할 때, 에너지 효율은 μ 로 나타난다. 여기서 주택단열이나 보일러 효율이 좋으면 똑같은 연료(z)를 투입했더라도 더 높은 실내온도(h)를 유지할 수 있으므로 효율(μ)도 증가한다. 식(1-4)와 같이 $p^z z = p^h h$ 이므로 이 때 h 의 한

6 이러한 관계는 다른 서비스들과 분리성(seperability)이 있고 소득효과가 경미한 단일산출모형(single service model)에서 성립된다(Binswanger, 2001). 본고는 필수재 소비를 분석대상으로 하므로 소득효과가 낮고 분리성이 예상되어 이러한 조건을 충족한다고 가정한다.

계비용 p^h 는 식(1-10)과 같이 연료가격 p^z 로 표현될 수 있다.

$$p^h = \frac{p^z}{\mu} \quad (1-10)$$

이를 이용하면 실내온도 유지의 한계가격 p^h 의 식품소비 탄력성 ($\eta_{p^h}(f)$)은 식(1-11)과 같이 도출되며 결국 연료가격(p^z)의 식품소비 탄력성($\eta_{p^z}(f)$)과 같다.

$$\eta_{p^h}(f) = \frac{df}{dp^h} \frac{p^h}{f} = \frac{df}{d(\frac{p^z}{\mu})} \frac{(\frac{p^z}{\mu})}{f} = \frac{df}{dp^z} \frac{p^z}{f} = \eta_{p^z}(f) \quad (1-11)$$

이제 식(1-8)의 슬러츠키 방정식은 식(1-12)와 같이 정리된다.

$$\frac{d \log f}{d \log \tau} \Big|_{dm=0} = \left(\frac{d \log f}{d \log p^z} \Big|_{dU=0} - w^z \frac{d \log f}{d \log m} \right) \frac{d \log z_h(h, \tau)}{d \log \tau} \quad (1-12)$$

여기서 오른쪽 괄호 안 첫 번째 항은 에너지가격과 식품소비의 대체 효과이고, 두 번째 항은 외부기온이 낮아져 실내온도를 유지하는데 증가한 비용에 대한 소득효과라고 할 수 있다.

또한 마지막 항의 $\frac{d \log Z_h(h, \tau)}{d \log \tau}$ 는 외기온도 변화 시 실내온도 1도 유지를 위한 연료소비량의 변화분으로 주택의 단열상태나 보일러 효율 등 가구마다 고유한 값을 갖는다고 할 수 있다. 즉, 외기온도에 따라 변하는 값이 아니고 일정하게 유지되며 식(1-6)에서 설명한 것과 같이 (-)의 값을 갖는다. 이 값은 효과를 증폭시킬 수는 있지만 식(1-12)의 결과에 민

감한 영향을 미치지 않으므로 본고는 (-1)로 가정하였다.

따라서 식(1-12)의 부호는 괄호 안의 부호와 반대이고 괄호 안의 값에 의해 효과의 방향이 결정된다. 괄호 안의 부호는 에너지와 식품의 대체효과와 에너지의 지출비중을 곱한 식품의 소득효과의 차로써 대체효과가 소득효과보다 크면 외부온도 강하 시 식품소비는 증가하고, 대체효과가 소득효과보다 작으면 외기온도가 낮아짐과 함께 식품소비도 감소하게 된다. 일반적으로 필수재의 소득효과와 대체효과는 작은 것으로 나타나므로 여기서 지출비중이 중요한 역할을 할 것으로 생각된다.

지금까지의 도출 방정식을 보전 수요에 적용해보자. 동절기 기온에 따른 보전(s) 수요의 변화는 다음 식(1-13)과 같다.

$$\frac{d \log s}{d \log \tau} \Big|_{dm=0} = \left(\frac{d \log s}{d \log p^z} \Big|_{dU=0} - w^z \frac{d \log s}{d \log m} \right) \frac{d \log z_h(h, \tau)}{d \log \tau} \quad (1-13)$$

식(1-12)와 식(1-13)을 이용해 겨울철 외부온도가 낮아 난방비용이 증가하는 경우, 여유 자금이 없고 다른 필수재에 대한 지출비중도 높은 저소득층의 필수재 소비가 어떻게 변할지 예측할 수 있다.

따라서 도출된 슬러츠키 방정식에 탄력성을 대입함으로써 우리나라 저소득층이 겨울철 기온강하로 실내온도 유지의 상대가격이 증가하는 경우 다른 필수재의 소비를 줄이는지 아니면 주거공간의 추위를 견디는 지에 대한 소비행태를 파악할 수 있다.

이상의 분석에 필요한 소득 및 가격탄력성은 Daeton and Muellbauer (1980)의 준이상수요체계(Almost Ideal Deamd System, AIDS)를 이용하여 도출하고자 한다. 이 모형은 지출점유율 모형으로 불리기도 하며 기존 수요체계에 비해 추정이 용이하다는 장점이 있어 가장 많이 쓰이는 모형이다.

1.2.2. 준이상수요체계(Almost Ideal Demand System)

앞에서 외기온도 변화에 따른 필수재의 수요변화를 분석하기 위해 도출한 슬러츠키 방정식에는 가격과 지출 탄력성이 필요하다. 또한 탄력성은 시장가격 변화 시의 소비행태 파악을 용이하게 하므로 시장가격과 가구 예산 및 수량자료를 이용하여 수요체계를 설정하고자 한다.

본고가 사용하는 AIDS 수요체계는 효용극대화에서 출발한다. 가계가 예산제약(m)하에서 식품, 주거광열, 의료, 교통, 기타의 5개 카테고리의 물품 및 서비스를 소비하고, p 와 q 가 각각 가격과 수량의 벡터라고 할 때 가계의 효용극대화는 식(1-14)와 같다.

$$\max U(q), \quad s.t. \quad p'q = m \quad (1-14)$$

효용극대화 문제는 식(1-15)와 같이 쌍대성에 의해 일정한 효용수준을 유지하는 비용최소화 문제로 전환할 수 있다.

$$c(u, p) = \min p'q, \quad s.t. \quad U(m) = \bar{u} \quad (1-15)$$

비용함수(c)를 식(1-16)과 같이 일반적인 로그비용함수로 나타낼 때, $a(p)$ 는 필수요구량에 대한 비용을, $b(p)$ 는 추가적 수요에 대한 비용을 나타내며, 효용을 나타내는 u 는 불만족의 0과 만족을 의미하는 1 사이의 값을 갖는다. 따라서 $a(p)$ 와 $b(p)$ 는 불만족에 대한 비용과 만족에 대한 비용으로 해석할 수 있으며, 이들에 수요함수의 속성을 부여하기 위해 다음과 같이 특정된다. 여기서 $k=1, \dots, 5$, $j=1, \dots, 5$ 이다.

$$\ln c(u, p) = (1-u) \ln a(p) + u \ln b(p) \quad (1-16)$$

$$\begin{aligned} \text{단, } \ln a(p) &= \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \ln p_k \ln p_j, \\ \ln b(p) &= \ln a(p) + u \beta_0 \prod p_k^{\beta_k} \end{aligned}$$

비용함수의 가격에 대한 일차도함수는 관련 재화의 수요량이 된다는 쉘퍼드 정리(Shepard's Lemma)에 의해 위의 로그비용함수는 식(1-17)과 같이 지출 점유율로 변환된다.

$$\frac{\partial \ln c(u, p)}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i q_i}{c(u, p)} = w_i \quad (1-17)$$

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{m}{P} \right)$$

여기서 w_i 는 i 번째 재화의 지출점유율, p_j 는 j 번째 재화의 가격, m 은 소비자의 총 지출을 의미하고 α, γ, β 는 각각에 대한 파라메터이다. P 는 물가지수로 식(1-18)과 같이 정의된다.

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_l \gamma_{kl} \ln p_k \ln p_l \quad (1-18)$$

그리고 식(1-17)의 지출비중함수는 다음과 같이 지출비중이 1이 되어야 하는 집계조건(adding-up condition)과 수요함수로서의 동차성(homogeneity) 및 대칭성이 충족되어야 한다.

$$\sum_i w_i = 1, \sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_i = 0, \sum_k \gamma_{kj} = 0 \quad (\text{집계조건})$$

$$\sum_k \gamma_{jk} = 0 \quad (\text{동차성})$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (\text{대칭성})$$

한편 식(1-18)의 가격지수는 비선형이어서 추정에 어려움이 있으므로 이를 대신해 식(1-19)의 Stone 가격지수(index)가 자주 이용된다 (Deaton and Muellbauer, 1980).

$$\ln(P) = \sum_i w_i \ln(P_i) \quad (1-19)$$

그러나 Stone 가격지수는 가격 단위에 따른 측정오차가 발생할 수 있어 가격지수로 적당하지 않다는 비판이 있으므로(Alston, Foster and Green, 1994; Buse, 1994; Asche and Wessells, 1997), 본고에서는 Moschini (1995)의 주장대로 식(1-20)과 같이 해당 재화 비중의 평균값으로 나누어준 라스페이레스 가격지수(Laspeyres Price Index)를 이용하였다.

$$\ln(P^L) = \sum_i \bar{w}_i \ln(P_i) \quad (1-20)$$

라스페이레스 가격지수를 이용하는 LA-AIDS 모형의 탄력성을 도출하는 방법이 여러 가지 있으나, Green and Alston (1990)이 제시한 탄력성은 다음과 같다. 아래 탄력성 도출 식에서 δ_{ij} 는 $i=j$ 인 경우 1의 값을 갖고, 아닌 경우에는 0의 값을 갖는다.

$$\text{소득탄력성} \quad e_i = 1 + \left(\frac{1}{w_i} \right) \left(\frac{\partial w_i}{\partial \ln x} \right) = 1 + \left(\frac{\beta_i}{w_i} \right) \quad (1-21)$$

$$\begin{aligned} \text{미보상} \\ \text{가격탄력성} \quad e_{ij}^{LA_AIDS} &= -\delta_{ij} + \left(\frac{1}{w_i} \right) \left(\frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} \right) \\ &= -\delta_{ij} + \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i} \right) - \left(\frac{\beta_i}{w_i} \right) w_j \\ &\quad \forall i, j = 1, \dots, 5. \end{aligned} \quad (1-22)$$

$$\begin{aligned} \text{보상} \\ \text{가격탄력성} \quad \eta_{ij}^{LA_AIDS} &= e_{ij} + e_i w_j \\ &= -\delta_{ij} + \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_j} \right) + \overline{w_j} \\ &\quad \forall i, j = 1, \dots, 5. \end{aligned} \quad (1-23)$$

이상의 분석은 Stata 12와 R 패키지 ‘micEconAids’ 를 이용하였다.

1.3. 분석자료

본고는 겨울철 에너지가격 변화 시 저소득 가구와 일반 가구의 필수재 소비 반응행태를 탄력성을 통해 분석하고자 하므로 항목별 소비지출액 및 가격자료가 필요하다. 가격자료는 통계청 소비자물가 조사의 「지출목적별 소비자물가지수」를, 항목별 지출액은 통계청의 가계동향조사(신분류) 자료 중 「소득 10분위별 가구당 가계수지」를 이용하였다.

가계동향조사 자료는 2003년부터 조사방법이 달라졌으므로 가용한 2003~2014년까지의 총 12년의 분기별 자료를 이용하였다. 지역으로는 전국과 도시로 구분되고 가구 특성별로는 전체 가구, 근로자 가구, 근로자 외 가구로 구분되어 총 5개 유형이 있으므로 각 소득 분위별로 280개의 관측치가 추정에 이용되었다. 이들 지출액과 가격은 소비자물가지수(CPI)를 이용하여 2010년 기준으로 환산하였다.

가계동향조사의 지출항목은 크게 12개의 대분류로 구성된다(① 식료품·비주류, ② 주류 및 담배, ③ 의류 및 신발, ④ 주택·수도·전기 및 연료, ⑤가정용품 및 가사 서비스, ⑥ 보건, ⑦ 교통, ⑧ 통신, ⑨ 오락 및 문화, ⑩ 교육, ⑪ 음식 및 숙박, ⑫ 기타 상품 및 서비스). 그러나 본고의 목적이 겨울철 광열비 지출 및 필수재 소비 분석에 있으므로 식료품·비주류 음료(이하 ‘식품’), 주택·수도·전기 및 연료(이하 ‘광열’), 보건, 교통, 기타(물품 및 서비스)의 5개 항목으로 재분류하였다.

2010년 기준으로 환산한 소득분위별 총 소비지출 및 재분류된 5개 항목의 평균 지출액은 <표 1-1>과 같다.

<표 1-1> 소득분위별 평균 소비지출

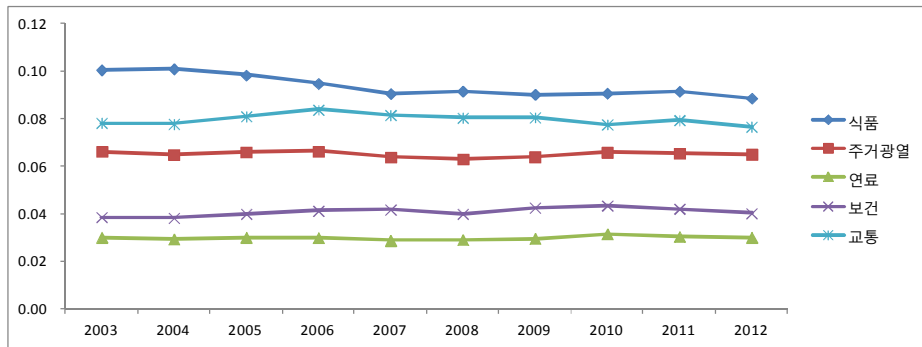
소득 분위	총소비지출	식품	광열	보건	교통	기타
1	1,044,482	221,518	165,436	101,811	91,194	464,523
2	1,315,801	251,293	192,590	105,990	124,918	641,011
3	1,595,866	273,827	205,431	117,011	166,264	833,335
4	1,827,140	294,347	211,171	120,461	199,712	1,001,449
5	2,046,240	309,444	220,452	128,744	230,486	1,157,116
6	2,240,779	324,150	225,602	135,046	255,536	1,300,446
7	2,479,828	340,948	235,858	145,271	301,619	1,456,132
8	2,722,050	360,199	241,859	156,797	338,346	1,624,850
9	3,078,622	384,116	259,900	180,956	407,020	1,846,629
10	4,041,270	436,196	302,961	228,509	583,732	2,489,872

가계동향조사의 주택·수도·전기 및 연료비는 난방연료비 뿐만 아니라 수도와 주거비용이 포함된 주거수도광열비를 의미한다. 본고가 이용하는 준이상수요체계(AIDS)가 지출 점유율 함수이므로 해당 항목의 지출비중이 너무 낮은 경우 추정상의 문제가 발생할 수 있다. 사용자료에서 소득 10분위 가구의 연료비 지출비중은 2% 미만으로 고소득 가구일수록 연료비가 전체 소비지출에서 차지하는 비중이 낮아 주거수도광열비가 아닌 연료비만 추출할 경우 추정에 문제가 생길 수 있고, 주택가격은 시장경기에 민감한 변수로 계절성에 의한 영향이 미미하며, 난방과 수도(온수)간의 연관이 큰 만큼 광열비는 주택·수도·전기 및 연료비를 포함하는 대분류를 그대로 이용하기로 한다.

또한 전기와 가스 비용이 한 달 뒤에 과금되어 동절기(12월~2월)의 광열비는 1~3월에 정산되므로 1분기(1~3월)를 동절기로 정의하였다.

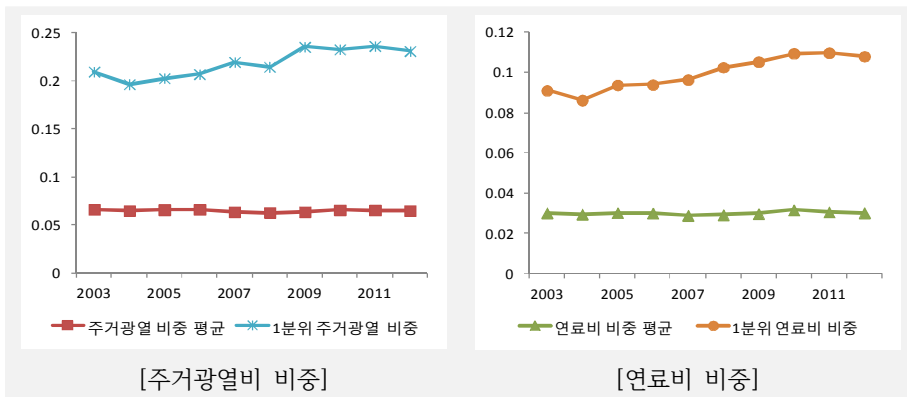
AIDS 모형은 지출비중을 이용해 수요함수를 추정하므로 <그림 1-1>은 주요 계정의 지출비중을 보여준다. 식품의 지출비중이 꾸준히 감소하는 가운데 주거광열 및 연료, 교통, 보건의 비중은 2003년부터 지금까지 큰 변화없이 일정 비율을 유지하고 있음을 알 수 있다.

<그림 1-1> 소득 대비 지출비중의 변화 추이



그러나 <그림 1-2>와 같이 소득 하위 20% 가구들의 주거광열 및 그 세부항목인 연료비 비중이 증가하고 있어 지난 10년이상 일정비율을 유지하는 평균 가구와 다른 양상을 보인다. 아울러 소득 하위 20% 가구들의 광열비 비중이 일반 가구에 비해 매우 높음을 알 수 있다.

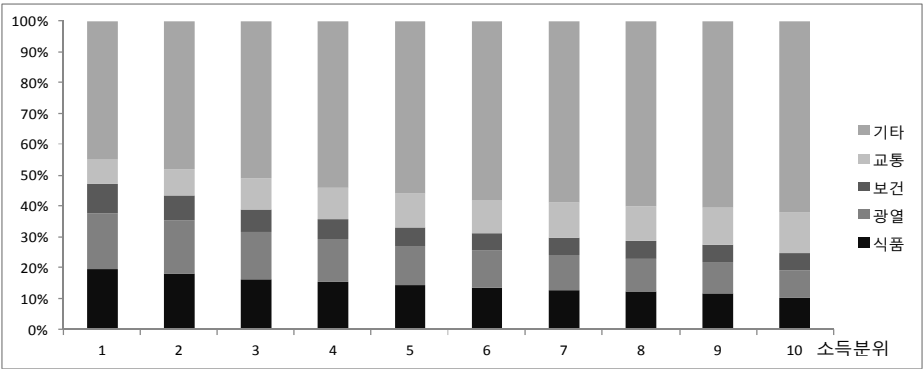
<그림 1-2> 하위 20%의 주거광열 및 연료비 비중 변화



저소득가구와 일반가구의 에너지 지출비중이 다르므로 <그림 1-3>에서는 소득분위별로 5개 소비항목에 대한 지출비중을 비교하였다. 주거광열에서 저소득가구와 일반가구의 소비행태가 다름과 마찬가지로 저소득가구는 식품과 주거광열, 보건의 지출비중이 크고 고소득가구로 갈수록 교통과 기타(물품 및 서비스) 소비가 증가함을 알 수 있다.

<표 1-2>의 소득분위별 소비지출 비중을 보면 1분위 가구의 식품비중은 23%에 달하나 10분위 가구의 비중은 10%이고, 1분위 가구의 광열비중은 18%이나 10분위 가구의 비중은 8%로 나타났다. 즉 식품과 주거광열비 및 보건의 지출비중의 경우, 1분위의 지출비중은 10분위 가구의 지출 비중의 2배를 상회해 저소득가구의 필수재 지출비중이 높다.

<그림 1-3> 소득분위별 소비지출 비중



<표 1-2> 소득분위별 소비지출 비중

(단위: %)

소득분위	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
식품	23	18	16	15	14	14	13	13	12	10
주거광열	18	15	13	11	11	10	10	9	9	8
보건	12	9	7	7	7	6	6	6	6	6
교통	8	10	11	11	14	13	13	14	16	15
기타	39	47	52	56	54	57	57	58	58	62

일반적으로 빈곤가구를 정의할 때 우리나라는 중위소득의 50%를 빈곤가구로 보고 OECD는 중위소득의 60%를 빈곤가구로 간주한다(이현주 외, 2006; 여유진, 2009). 한편, 에너지빈곤의 경우에는 소득빈곤뿐만 아니라 에너지효율과 에너지접근성의 문제를 포괄하므로 일률적 빈곤선을 설정하기는 어렵다. 그러나 에너지 빈곤가구에 대한 현물과 현금 등을 지원하고 있는 영국과 미국은 소득 3분위를 기준으로 하고 있다(Boardman, 1991; Hills, 2011)⁷.

<표 1-2>의 분위별 소비지출 비중을 보면 1~3분위에서 주거광열의 비중이 높으며 4분위부터 변이정도가 완만해짐을 알 수 있다. 또한 식품과 주거광열에 집중된 1~3분위 가구의 소비패턴과 기타(물품 및 서비스)의 지출비중이 큰 4~10분위 가구의 소비패턴이 다르므로, 1~3분위 가구를 빈곤가구로 설정하고 4~10분위 가구를 일반가구로 설정하여 분석을 진행하기로 한다.

가구의 소비선호는 소득수준뿐만 아니라 계절에 따라 다르다. 우리나라는 4계절이 뚜렷하고 겨울이 추워 가구마다 겨울 난방비가 발생하므로 동절기에는 가구의 소비 선호도 다를 수밖에 없다. <표 1-3>은 빈곤가구와 일반가구의 평상시(2, 3, 4분기)와 동절기(1분기) 지출비중을 보여준다.

동절기에는 평상시에 비해 일반가구와 빈곤가구의 식품비중이 줄어드는데, 이는 겨울철 활동이 줄어들기 때문으로 판단된다. 반면 일반가구와 빈곤가구 모두 광열비중은 증가하는데 이때 빈곤가구의 동절기 광열비중 증가가 일반가구보다 크며, 따라서 동절기 식품비중 감소폭도

7 영국의 경우 소득 하위 3분위의 에너지 지출비중이 10%임을 근거로 소득의 10% 이상을 에너지 비용으로 지출하는 가구를 에너지 빈곤가구로 규정하고 있으며(Boardman, 1991), 미국도 소득 하위 3분위의 에너지 지출비중인 10.9% 이상을 에너지에 지출하는 가구를 에너지 빈곤가구로 보고 있다(APPRISE, 2005).

일반가구보다 크다.

일반가구의 경우 보건과 기타(물품 및 서비스)의 지출비중은 계절에 따라 변하지 않았다. 그러나 빈곤가구의 경우 기타 물품 및 서비스의 지출비중은 줄지 않으나 보건 비중은 동절기에 감소하는 것으로 나타났다.

또한 교통과 기타의 지출비중은 일반가구가 빈곤가구에 비해 높게 나타난 반면, 필수재인 식품·광열·보건의 지출비중은 빈곤가구가 일반가구보다 높은 특징을 보인다.

<표 1-3> 소득계층 및 계절별 소비지출 비중

(단위: %)

구 분	일반가구(4~10분위)		빈곤가구(1~3분위)	
	평상시	동절기(1분기)	평상시	동절기(1분기)
식품비중	0.14	0.13	0.20	0.18
광열비중	0.09	0.11	0.14	0.17
보건비중	0.06	0.06	0.09	0.08
교통비중	0.12	0.11	0.10	0.09
기타비중	0.58	0.58	0.48	0.48
관측치(가구)	1,512	504	648	216

1.4. 분석결과

1.4.1. 광열가격 변화 시 필수재 소비 분석

AIDS 모형 등을 이용한 수요체계 분석은 분석 대상의 선호를 같다고 가정하는 한계를 가진다(Meenaski and Ray, 1999). 따라서 본고는 앞서 소비행태가 다르게 나타난 일반가구(4~10분위)와 빈곤가구(1~3분위)의 평상시(2, 3, 4분기)와 동절기(1분기) 소비를 분리해 분석함으로써 계절별 소득분위별 선호가 다른, 가구들의 소비행태를 반영하고자 한다. AIDS를 이용한 수요체계 결과는 <부록 1-1>, <부록 1-2>에 수록하였다.

<표 1-4>와 <표 1-5>는 일반가구의 평상시와 동절기 보상가격 및 지출탄력성을 보여준다. 평상시와 동절기 모두 식품·광열·보건은 필수재로서 지출탄력성은 1보다 작고, 교통과 기타는 사치재임을 보여주며, 동절기와 평상시의 지출탄력성에는 큰 차이가 없었다.

보상자기가격탄력성은 모두 음수로 나타나 경제이론에 부합함을 알 수 있다. 평상시 일반가구 광열비의 자기가격탄력성이 가장 낮고⁸, 보건은 탄력적으로 나타났다. 광열가격이 상승하더라도 소비에 미치는 영향은 작지만 보건가격의 상승은 소비를 위축시킬 것으로 생각된다. 그러나 동절기에는 일반가구의 식품과 광열의 가격탄력성이 평상시에 비해 조금 높아지는 반면 보건과 사치재인 교통과 기타(물품 및 서비스)의 탄력성은 낮아지는 것으로 나타났다.

8 많은 연구에서 주거에너지의 소득탄력성은 단기에 비해 장기에 좀 더 높은 것으로 나타나는데, 단기에는 연료 및 난방방식이 결정된 상태에서 해당 연료의 소비가 결정될 뿐이지만 장기에는 연료와 난방방식을 변경하거나 가옥을 보수하는 등의 에너지 효율 개선이 가능하기 때문이다(Baker et al., 1989; Branch, 1993; Halvorsen and Larsen, 2001).

<표 1-4> 일반가구의 평상시 가격 및 지출탄력성

구 분	p_식품	p_광열	p_보건	p_교통	p_기타	지출탄력성
q_식품	-0.56	0.22	0.27	-0.04	0.11	0.48
q_광열	0.35	-0.24	-0.30	-0.10	0.29	0.41
q_보건	0.62	-0.43	-1.17	-0.18	1.16	0.75
q_교통	-0.04	-0.07	-0.08	-0.70	0.90	1.44
q_기타	0.03	0.04	0.12	0.19	-0.38	1.14

<표 1-5> 일반가구의 동절기 가격 및 지출탄력성

구 분	p_식품	p_광열	p_보건	p_교통	p_기타	지출탄력성
q_식품	-0.75	0.23	0.35	0.01	0.15	0.50
q_광열	0.27	-0.65	-0.42	0.36	0.43	0.41
q_보건	0.75	-0.79	-0.89	0.13	0.79	0.87
q_교통	0.01	0.35	0.07	-0.37	-0.05	1.34
q_기타	0.03	0.08	0.08	-0.01	-0.18	1.16

<표 1-6> 빈곤가구의 평상시 가격 및 지출탄력성

구 분	p_식품	p_광열	p_보건	p_교통	p_기타	지출탄력성
q_식품	-0.26	0.05	0.35	-0.02	-0.11	0.40
q_광열	0.07	-0.58	-0.46	0.31	0.66	0.45
q_보건	0.80	-0.72	-1.15	0.04	1.03	0.10
q_교통	-0.06	0.42	0.03	-0.93	0.53	1.45
q_기타	-0.04	0.18	0.18	0.10	-0.43	1.46

<표 1-7> 빈곤가구의 동절기 가격 및 지출탄력성

구 분	p_식품	p_광열	p_보건	p_교통	p_기타	지출탄력성
q_식품	-0.75	0.54	0.18	0.17	-0.14	0.41
q_광열	0.60	-1.05	-0.50	0.31	0.64	0.47
q_보건	0.42	-1.05	-1.03	0.27	1.39	0.10
q_교통	0.32	0.59	0.24	-1.03	-0.12	1.64
q_기타	-0.06	0.23	0.23	-0.03	-0.38	1.43

교차탄력성을 살펴보면, 필수재인 식품과 광열의 교차탄력성은 동절기와 평상시를 비교해도 큰 차이가 나지 않으며, 0.22~0.35의 약한 대체성을 보여준다. 그러나 광열과 보건은 보완재 관계이고, 광열가격 증가 시 보건수요가 감소하는 폭이 동절기에 더 커져 겨울철 난방가격이 증가하면 아울러 보건소비도 줄어드는 것으로 나타났다. 교통과 다른 필수재들과의 연관성은 매우 낮으며, 필수재들의 가격변화는 기타(물품 및 서비스)소비에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다.

<표 1-6>과 <표 1-7>은 1~3분위 빈곤가구의 평상시와 동절기의 탄력성 비교이다. 양 기간의 지출탄력성에 큰 차이가 없고 식품·광열·보건의 지출탄력성이 1보다 작아 필수재이며, 교통과 기타가 사치재임은 일반가구와 같다. 그러나 필수재 중 보건의 지출탄력성이 매우 낮으므로 의료계에서 제기되는 저소득계층의 미충족의료, 즉 병이 있어도 의료서비스를 받지 못하는 실태를 반영하는 것으로 보인다(김진구, 2008; 신영전·손정인, 2009; 김수정·허순임, 2011)⁹.

빈곤가구의 자기가격탄력성은 식품이 가장 낮으며 광열의 동절기 자기가격탄력성은 1보다 크게 나타나¹⁰ 일반가구와는 다른 양상을 보인다. 즉, 동절기 일반가구의 경우 식품보다 광열이 더 비탄력적인 반면 빈곤

9 우리나라는 전 국민을 포괄하는 국민건강보험으로 의료제도의 공공성을 자랑하지만 여전히 취약한 보장성이 문제된다. 가구의 의료비 부담은 절대적 크기도 중요하지만 가구의 부담능력이 고려되어야 하는데, 김수정·허순임(2011)의 연구에 따르면 아파도 의료이용을 못한 미충족의료 경험 가구는 진료비 부담 때문에 의료이용을 포기하거나 지연하는 것으로 나타났으며 이 가구들의 85%가 의료급여 대상자였다. 또한 저소득층의 의료이용 실태를 분석한 김진구(2008)는 의료급여 대상자의 미충족의료 확률이 더욱 높아지는 것으로 보고하였다. 건강보험과 달리 본인부담금이 없는 의료급여에서조차 미충족 의료료가 높아지는 것은 비급여 항목에서의 본인부담금 때문으로 판단하고 있다.

한편, 건강보험에서는 소득수준에 따라 본인부담 상한선을 나누고 있다. 연간 본인 법정 부담금을 기준으로 소득 하위 50%는 200만원, 중위 30%는 300만원, 상위 20%는 400만원이다. 그러나 이 금액에 비급여 항목에 대한 지출은 포함되지 않는다.

10 다른 필수재에 비해 주거에너지의 자기가격탄력성이 높은 것으로 분석되고 있다. Taylor and Houthakker (2010)의 연구에서 전기의 자기가격탄력성은 -0.7로 나타났는데, 에너지 가격증가 시 옷을 껴입거나 난방방식을 바꾸는 등 에너지 비용을 절감할 수 있는 다른 조치들이 가능하기 때문인 것으로 해석되고 있다(Black, Stern and Elworth, 1985).

가구에서는 식품이 더 비탄력적이므로¹¹, 우리나라 저소득가구는 식품 소비를 절대적으로 중요하게 여기는 것으로 나타났다. 이는 저소득가구들이 생활 영위를 위한 최소한의 식품만을 소비하기 때문인 것으로 생각된다. 또한 빈곤가구는 광열의 가격탄력성이 상대적으로 높으므로, 정부가 에너지 절약을 위해 연료가격을 올리는 가격정책을 실시할 경우 일반가구의 절약 유도보다 저소득층의 필수 소비마저 줄일 위험이 있음을 알 수 있다.

빈곤가구의 교차탄력성을 살펴보면, <표 1-6>에서 보는 바와 같이 평상시 식품가격의 광열소비에 대한 교차탄력성은 0.07이고 광열 가격의 식품 소비에 대한 교차탄력성은 0.05이므로 이들의 대체성이 매우 낮음을 알 수 있다. 평상시 빈곤가구의 식품·광열 소비가 생계를 위한 최소량에 제한되어 있어 서로 영향을 주지 않는 것으로 생각된다. 그러나 동절기에는 식품과 광열의 교차탄력성이 상당 수준 증가한다. 이러한 결과는 평상시 이미 최소한의 소비를 하고 있는 빈곤가구의 경우 동절기의 식품 또는 광열가격의 변화는 최소한의 소비마저 줄이는 가구들의 한계상황을 보여주는 것으로 생각된다.

식품과 광열의 평상시와 동절기의 다른 교차탄력성 결과는 Chapman and Scannell (2002)의 연구가 보고한 대로 조명과 가전은 필수재이므로 저소득층은 결국 난방을 통해 에너지비용을 절약할 수밖에 없다는 결론과 맥을 같이 한다.

일반가구에서와 마찬가지로 광열과 보건 간에 보완관계가 있으며 동절기에는 이러한 교차탄력성이 탄력적으로 나타났다. 그러므로 동절기 에너지가격의 증가가 광열소비를 줄임과 동시에 보건수요까지 줄일 수

11 이러한 결과는 우리나라만이 아니라 미국의 연구에서도 나타나고 있다. Cullen et al. (2004)는 미국의 소비지출 자료를 이용하여 식품과 내구재의 지출을 분석한 결과, 예산이 빠듯한 저소득층 가구에서도 식품 소비는 탄력적이지 않음을 보였다.

있으므로 빈곤가구의 건강에 큰 위협이 될 것으로 생각된다.

일반가구의 경우에는 기타물품의 가격변화가 다른 필수재 소비에 미치는 영향이 작고 식품·광열·보건의 필수재의 가격변화가 교통·기타(물품 및 서비스)에 거의 영향을 미치지 않으나, 빈곤가구에서 기타의 가격이 증가하면 기타뿐만 아니라 교통과 식품소비까지 줄어든다. 또한 필수재의 가격변화가 교통 및 기타 소비에 영향을 미치는데 이러한 효과는 겨울에 더욱 증가하는 것으로 나타났다.

이상의 결과들을 종합해보면, 동절기 필수재에 대한 시장가격 변동, 즉 가격상승이 발생할 경우 대처여력이 없는 빈곤가구는 필수적 소비의 축소를 통해 가격변동을 상쇄하고자 한다. 특히 동절기 광열소비는 광열가격에 탄력적으로 반응하는데 이는 저소득층이 한정된 예산 하에서 결국은 난방을 줄일 수밖에 없는 한계상황에 처해있음을 말해준다. 또한 광열과 보건은 보완재이므로 동계 광열가격증가는 난방소비뿐만 아니라 보건소비마저 큰 폭으로 줄여 빈곤가구의 건강에 문제를 초래할 것으로 보인다.

1.4.2. 동절기 기온강하 시 필수재 소비 분석

광열의 시장가격 변화는 가구의 필수재 소비에 영향을 미친다. 그러나 동절기 한파로 외기온도가 낮아지면 가구가 선호하는 내부 실내온도를 유지하기 위한 연료소비가 증가하므로 직접적 가격변동이 아니더라도 에너지의 상대가격을 상승시키며, 이러한 상대가격 변화는 다시 다른 필수재 소비에 영향을 미칠 수 있다.

앞서 슬러츠키 방정식을 이용해 도출한 식(1-12)에서는 아래와 같이 외기온도의 변화가 식품수요에 미치는 영향을 광열가격과 식품수요의 교차탄력성 및 소비비중, 소득효과로 나타낼 수 있었다.

$$\left. \frac{d \log f}{d \log \tau} \right|_{dm=0} = \left(\left. \frac{d \log f}{d \log p^z} \right|_{dU=0} - w^z \frac{d \log f}{d \log m} \right) \frac{d \log z_h(h, \tau)}{d \log \tau}$$

여기서 오른쪽 마지막 항인 $\frac{d \log z_h(h, \tau)}{d \log \tau}$ 는 기온이 낮아질수록 실내 온도 1도를 유지를 위한 연료소비 증가량으로 (-)의 값을 갖지만, 가구들은 외부온도 강하 시 실내온도를 유지하기보다 옷을 껴입는 등 소비 행태를 바꾸기도 하므로 이를 측정하기는 쉽지 않다.

그러나 외기온도 변화에 따라 증가하는 연료소비량은 난방방식과 주택효율에 의해 결정되므로 계절에 따라 값이 변하지 않는다. 따라서 가구마다 동일한 값을 가지므로 이를 (-1)로 간주하고 동일 가구그룹에 대하여 동절기와 평상시의 외기온도 변화 시의 식품수요 탄력성을 계산하였다. 따라서 탄력성 해석은 평상시 대비 동절기의 변화로 상대적으로 해석해야 하며, 기온변화로 인한 효과를 가늠할 수 있다.

<표 1-8>은 동절기와 평상시의 외기온 변화 시 식품수요 탄력성을 일반가구와 빈곤가구로 나누어 제시하였다. 일반가구의 경우 외부온도 변화 시 식품수요의 교차탄력성이 동절기와 평상시에 별 차이가 없다. 즉, 동절기 기온이 낮아지더라도 식품수요에는 영향을 미치지 않는다. 그러나 빈곤가구의 경우 동절기 기온이 낮아질수록 식품소비가 증가하므로 동절기 외기온도가 낮아져 실내온도 유지비용이 더 들게 될 경우 비싼 난방을 유지하기보다 식료품 소비를 늘리는 것으로 볼 수 있다. 비싼 난방을 하느니 국밥을 한 그릇 더 사먹는다는 것이다.

빈곤가구에서 이러한 현상이 발생하는 것은 일반가구의 경우 광열비의 식품수요 교차탄력성이 평상시와 동절기에 차이가 없는 것에 반해, 빈곤가구의 동절기 광열비의 식품수요 교차탄력성이 평상시에 비해 급격히 커지기 때문이다. 빈곤가구의 평상시 광열비의 식품수요 교차탄력성이 거의 0이나 겨울에 광열비와 식품수요의 교차탄력성이 커지는 것은, 빈곤가구가 평소에도 최소한의 식품과 에너지만을 소비하고 있고 겨울철 기온강하로 난방비가 증가하더라도 추가적 비용을 부담할 여력이 없음을 드러낸다.

<표 1-8> 외기온도 변화 시 식품수요 탄력성

구 분		일반가구		빈곤가구	
		동절기	평상시	동절기	평상시
광열비_식품수요 교차탄력성	$\frac{d \log f}{d \log p^z} \Big _{dU=0}$	0.23	0.22	0.54	0.05
광열비 비중	w^z	0.11	0.09	0.17	0.14
식품_지출탄력성	$\frac{d \log f}{d \log m}$	0.50	0.48	0.41	0.40
외기온도_식품수요 교차탄력성	$\frac{d \log f}{d \log \tau} \Big _{dm=0}$	-0.18	-0.18	-0.48	0.00

즉, 동절기 기온강하로 난방가격이 증가하더라도 이를 감당할 수 없는 빈곤가구는 식품소비를 줄여 난방을 유지하느니 평소에도 부족한 식품소비를 늘리는 것으로 판단된다.

광열과 대체관계인 식품수요와는 반대로 보건의요는 보완관계를 갖는 것으로 분석되었다. <표 1-9>는 외기온도 변화 시 보건의요의 탄력성 결과이다. 동절기 기온이 낮아지면 보건의요 역시 감소하며 이러한 차이는 일반가구와 빈곤가구에 있어 큰 차이가 없다. 동절기 기온이 내려가 난방비용이 증가하면 일반가구와 빈곤가구에서 모두 보건의요를 줄이기 때문인데, 일반가구 및 빈곤가구의 광열비의 보건의요에 대한 교차탄력성과 광열비 비중, 보건의 지출탄력성이 매우 상이함에도 그 효과는 큰 차이가 없다는 특이점이 있다.

그러나 빈곤가구에서 보건의 지출탄력성이 매우 낮음으로 볼 때 빈곤가구의 보건의료서비스 이용이 매우 낮을 것으로 추측된다¹². 또한 외기온도 강하 시 이 수요가 더 줄어들 수 있으므로 빈곤가구 건강유지에 대한 정책적 고려가 필요할 것으로 생각된다.

<표 1-9> 외기온도 변화 시 보건의요 탄력성

구 분		일반가구		빈곤가구	
		동절기	평상시	동절기	평상시
광열비_보건의요 교차탄력성	$\frac{d \log s}{d \log p^z} \Big _{dU=0}$	-0.79	-0.43	-1.05	-0.72
광열비 비중	w^z	0.11	0.09	0.17	0.14
보건_지출탄력성	$\frac{d \log s}{d \log m}$	0.87	0.75	0.10	0.10
외기온도_식품수요 교차탄력성	$\frac{d \log s}{d \log \tau} \Big _{dm=0}$	0.89	0.50	1.07	0.73

12 “돈이 없어서 본인이나 가족이 병원에 갈 수 없었던 적이 있는가?”에 대해 있다고 대답한 응답가구 중 연간 의료비 지출이 0인 가구의 약 48%가 의료급여를 받는 빈곤가구라는 사실은 문제의 심각성을 말해준다(김수정·허순임, 2011).

1.5. 결론

지난 10년 이상 우리나라 가구들의 필수재 소비비중(Engel Index)은 일정비율로 꾸준히 유지되고 있으나 빈곤가구의 광열비 비중은 증가하는 양상을 보인다. 특히 동절기 난방은 가구의 생명·건강과 직결되므로 매우 중요할 뿐만 아니라 빈곤가구는 추가적 소득창출이 어려운 만큼 광열비용의 증가는 다른 필수재의 소비를 줄여야 하는 극한의 상황이 될 수도 있다. 따라서 빈곤가구의 겨울철 난방비 증가로 인한 소비행태를 파악하기 위해 일반가구와 빈곤가구의 필수재 소비, 즉 식품·광열·보건의 수요를 분석하였다.

동절기의 난방가격 변화는 난방연료의 시장가격 증감으로 발생하기도 하지만, 겨울철 외기온도가 낮아지는 경우 일정한 실내온도 유지하려면 더 많은 연료가 필요하게 되므로 외부온도 강하가 난방비의 상대가격을 증가시키는 요인이 될 수 있다. 따라서 광열비의 시장가격 변화와 외기온도로 인한 변화로 나누어 살펴보았다.

일반가구에서 광열 소비는 평상시와 동절기 모두 자기가격탄력성이 가장 낮아 식품이나 보건에 비해 가격의 영향을 가장 덜 받는 필수재라고 할 수 있다. 그러나 빈곤가구의 경우 평상시에는 비탄력적인 광열의 자기가격탄력성이 동절기에는 탄력적으로 나타났으므로 가계 예산에 여유가 없는 빈곤가구는 난방을 줄임으로써 에너지 비용을 유지할 수밖에 없음을 알 수 있다. 한편, 식품의 자기가격탄력성은 필수재 중 가장 낮아 우리나라 빈곤가구에서 식품 소비의 중요성을 알 수 있다.

동절기 외기온도가 낮아져 광열비의 상대가격이 증가할 때의 필수재 소비를 분석한 결과 식품과 광열 간에는 대체관계가 있으며, 기온강하

로 실내온도 유지에 추가비용이 드는 경우 우리나라 빈곤가구는 난방을 유지하기보다 오히려 식품소비를 늘리는 것으로 나타났다. 또한 광열과 보건 수요는 보완재로서 기온강화로 광열비의 상대가격이 증가할 경우 보건수요까지 줄어듦 위험이 있는 것으로 나타났다.

즉 동절기 한파가 지속되면 추가적 소득창출 여력이 없는 빈곤가구는 비싼 난방을 유지하느니 옷을 껴입든지 하는 방식으로 난방비를 평년수준으로 맞추면서 평소에도 부족한 식품소비를 늘리는 것으로 보인다. 이러한 현상은 우리나라 빈곤가구에서 식품소비가 얼마나 중요한지를 말해줄 뿐만 아니라 식품소비조차 충분치 않아 다른 필수재 소비는 선택사항일 뿐임을 보여준다.

겨울철 난방결핍이 초래하는 건강의 위해도 불구하고 난방의 필요성은 영양섭취에 비해 경시되어 왔다. 특히 빈곤가구에 있어 식품 소비가 중요하므로 기온강화 및 연료가격 증가 등 외부충격이 발생하면 난방 소비는 감소할 수밖에 없다. 따라서 빈곤가구가 조금이라도 따뜻한 겨울을 날 수 있기 위한 제도적 지원이 요구된다. 2015년 12월부터 시행되는 에너지바우처는 미흡하나마 빈곤가구의 동절기 나기에 도움이 될 것으로 생각된다.

참고문헌 1

- 김수정·허순임, “우리나라 가구 의료비부담과 미충족 의료 현황: 의료보장 형태와 경제적 수준을 중심으로”, 『보건경제와 정책연구』, 17(1), 2011: 47-70.
- 김진구, “저소득층의 의료이용과 욕구 미충족에 영향을 미치는 요인”, 『사회복지연구』, 37, 2008: 5-33.
- 박광수, 『사회적 약자에 대한 에너지 지원제도개선방안 연구』, 에너지경제연구원, 2006.
- 박광수·김수일, 『저소득층을 위한 에너지 바우처 제도 연구』, 에너지경제연구원, 2009.
- 신영전·손정인, “미 충족 의료의 현황과 관련요인 - 1차, 2차 한국복지패널자료를 이용하여”, 『보건사회연구』, 29(1), 2009: 111-142.
- 신정수, 『우리나라 에너지빈곤 규모 추정』, 에너지경제연구원, 2010.
- 신정수·이상렬, 『저소득층 에너지 사용요금 할인제도 실태 조사 연구』, 에너지경제연구원, 2010.
- 여유진, “공적이전 및 조세의 소득재분배 효과”, 『사회보장연구』, 25(1), 2009: 45-68.
- 이현주·김미곤·노대명·강석훈·손병돈·유진영·임완섭, 『우리나라 빈곤실태와 정책적 함의: 구조 분석을 중심으로』, 보건사회연구원, 2006.
- 진상현·박은철·황인창, “에너지빈곤의 개념 및 정책대상 추정에 관한 연구”, 『한국정책학회보』, 19(2), 2010: 161-82.

- Alston, J.M., Foster, K.A., Green, R.D., “Estimating elasticities with the linear approximate almost ideal demand system: some Monte Carlo results”, *The review of Economics and Statistics*, 1994: 351-356.
- Asche, F., Wessells, C.R., “On price indices in the almost ideal demand system”, *American Journal of Agricultural Economics*, 1997: 1182-1185.
- APPRISE, *LIHEAP Energy Burden Evaluation Study*, 2005.
- Baker, P., Blundell, R., Micklewright, J., “Modelling household energy expenditures using micro-data”, *The Economic Journal*, 1989: 720-738.
- Beatty, T.K., Blow, L., Crossley, T.F., “Is there a heat or eat trade-off in the UK?”, Institute for Fiscal Studies working papers, 2011.
- Becker, G.S., “A Theory of the Allocation of Time”, *The economic journal*, 1965: 493-517.
- Bhattacharya, J., DeLeire, T., Haider, S., Currie J., “Heat or eat? Cold-weather shocks and nutrition in poor American families”, *American Journal of Public Health*, 93(7), 2003: 1149-1154.
- Binswanger, M., “Technological progress and sustainable development: what about the rebound effect?”, *Ecological economics*, 36(1), 2001: 119-151.
- Black, J.S., Stern, P.C., Elworth, J.T., “Personal and contextual influences on household energy adaptations”, *Journal of applied psychology*, 70(1), 1985.
- Boardman, B., *Fuel poverty: from cold homes to affordable warmth*, Pinter Pub Limited, 1991.

- Branch, E.R., "Short run income elasticity of demand for residential electricity using consumer expenditure survey data", *The Energy Journal*, 1993: 111-121.
- Brewer M., Goodman A., Shaw J., Sibieta L., *Poverty and inequality in Britain*, Institute for Fiscal Studies, 2006.
- Browning, M., Crossley, T.F., "Shocks, stocks, and socks: Smoothing consumption over a temporary income loss", *Journal of the European Economic Association*, 7(6), 2009: 1169-1192.
- Buse, A., "Evaluating the linearized almost ideal demand system", *American Journal of Agricultural Economics*, 76(4), 1994: 781-793.
- Chapman, J., Scannell, B., "The Affordable Warmth Index", *Cutting the Cost of Cold: Affordable warmth for healthier homes*, E & FN Spon, 2000.
- Cullen, J., Friedberg, L., Wolfram, C., "Do Households Smooth Small Consumption Shocks? Evidence from Anticipated and Unanticipated Variation", Center for the Study of Energy Markets, WP 141, 2005.
- Curwen, M., "Excess winter mortality: a British phenomenon", *Health trends*, 22(4), 1990: 169-175.
- Deaton, A., Muellbauer, J., "An almost ideal demand system", *The American economic review*, 1980: 312-326.
- Dubios, U., Meier, H., "Households facing constraints: Fuel poverty put into context", EWI Working Paper. 2014.
- Eurowinter, "Cold exposure and winter mortality from ischaemic heart disease, cerebrovascular disease, respiratory disease, and all causes in warm and cold regions of Europe", *The Lancet*,. 1990: 1341-1346.

- Gicheva, D., Hastings, J., Villas-Boas, S., "Investigating Income Effects in Scanner Data: Do Gasoline Prices Affect Grocery Purchases?", *The American Economic Review*, 2010: 480-484.
- Green, R., Alston, J.M., "Elasticities in AIDS models", *American Journal of Agricultural Economics*, 72(2), 1990: 442-447.
- Halvorsen, B., Larsen, B.M., "The flexibility of household electricity demand over time", *Resource and Energy Economics*, 23(1), 2001: 1-18.
- Hills, J., *Fuel Poverty: The Problem and its Measurement*. Interim Report of the Fuel Poverty Review, CASE Report 69, London: Department of Energy and Climate Change, 2011.
- Katz, J., West, K.P., Tarwotjo, I., Sommer, A., "The importance of age in evaluating anthropometric indices for predicting mortality", *American journal of epidemiology*, 130(6), 1989: 1219-1226.
- Keatinge, W.R., Coleshaw, S.R., Holmes, J., "Changes in seasonal mortalities with improvement in home heating in England and Wales from 1964 to 1984", *International Journal of Biometeorology*, 33(2), 1989 :71-76.
- Khazzoom, J.D., "Economic implications of mandated efficiency in standards for household appliances", *The Energy Journal*, 1(4), 1980: 21-40.
- Lancaster, K.J., "A new approach to consumer theory", *The journal of political economy*, 1966: 132-157.
- Meenakshi, J.V., Ray, R., "Regional differences in India's food expenditure pattern: a complete demand systems approach", *Journal of International Development*, 11(1), 1999: 47-53.

Moschini, G., “Units of measurement and the stone index in demand system estimation”, *American Journal of Agricultural Economics*, 77(1), 1995 : 63-68.

Silk, J.I., Joutz, F.L., “Short and long-run elasticities in US residential electricity demand: a co-integration approach”, *Energy Economics*, 19(4). 1997: 493-513.

Taylor, L.D., Houthakker, H. S., *Consumer demand in the United States: prices, income, and consumption behavior*, Springer Science & Business Media, 2010.

Wilkinson, P., Pattenden, S., Armstrong, B., Fletcher, A., Kovats, R.S., Mangtani, P., McMichael, A.J., *Vulnerability to winter mortality in elderly people in Britain: population based study*, *Bmj*, 2004.

<부록 1-1> 일반가구의 LA-AIDS 추정결과

	평상시			동절기		
	계수		표준편차	계수		표준편차
α_1	1.19	***	0.01	1.06	***	0.01
α_2	0.85	***	0.02	1.07	***	0.02
α_3	0.29	***	0.01	0.17	***	0.02
α_4	-0.68	***	0.03	-0.47	***	0.04
α_5	-0.64	***	0.03	-0.83	***	0.05
β_1	-0.07	***	0.00	-0.06	***	0.00
β_2	-0.05	***	0.00	-0.06	***	0.00
β_3	-0.02	***	0.00	-0.01	***	0.00
β_4	0.06	***	0.00	0.04	***	0.00
β_5	0.08	***	0.00	0.10	***	0.00
γ_{11}	0.04	***	0.01	0.01	**	0.01
γ_{12}	0.02	***	0.01	0.01	**	0.01
γ_{13}	0.03	***	0.00	0.04	***	0.00
γ_{14}	-0.02	***	0.01	-0.01		0.01
γ_{15}	-0.06	***	0.01	-0.05	***	0.01
γ_{21}	0.02	***	0.01	0.01	**	0.01
γ_{22}	0.06	***	0.01	0.02	**	0.01
γ_{23}	-0.03	***	0.01	-0.05	***	0.01
γ_{24}	-0.02	***	0.01	0.03	**	0.01
γ_{25}	-0.03	***	0.01	-0.01	*	0.01
γ_{31}	0.03	***	0.00	0.04	***	0.00
γ_{32}	-0.03	***	0.01	-0.05	***	0.01
γ_{33}	-0.01	***	0.00	0.00		0.01
γ_{34}	-0.02	***	0.01	0.00		0.01
γ_{35}	0.03	***	0.00	0.01	*	0.01
γ_{41}	-0.02	***	0.01	-0.01		0.01
γ_{42}	-0.02	***	0.01	0.03	**	0.01
γ_{43}	-0.02	***	0.01	0.00		0.01
γ_{44}	0.02		0.01	0.06	**	0.02
γ_{45}	0.04	***	0.01	-0.08	***	0.02
γ_{51}	-0.06	***	0.01	-0.05	***	0.01
γ_{52}	-0.03	***	0.01	-0.01	*	0.01
γ_{53}	0.03	***	0.00	0.01	*	0.01
γ_{54}	0.04	***	0.01	-0.08	***	0.02
γ_{55}	0.02		0.01	0.13	***	0.02

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<부록 1-2> 빈곤가구의 LA-AIDS 추정결과

	평상시			동절기		
	계수		표준편차	계수		표준편차
α_1	1.85 ***		0.05	1.66 ***		0.04
α_2	1.19 ***		0.04	1.44 ***		0.05
α_3	1.17 ***		0.04	1.10 ***		0.06
α_4	-0.53 ***		0.03	-0.72 ***		0.04
α_5	-2.68 ***		0.06	-2.48 ***		0.09
β_1	-0.12 ***		0.00	-0.11 ***		0.00
β_2	-0.07 ***		0.00	-0.09 ***		0.00
β_3	-0.08 ***		0.00	-0.07 ***		0.00
β_4	0.04 ***		0.00	0.06 ***		0.00
β_5	0.23 ***		0.00	0.21 ***		0.01
γ_{11}	0.10 ***		0.02	0.01		0.01
γ_{12}	-0.02		0.02	0.07 ***		0.02
γ_{13}	0.05 ***		0.01	0.02		0.01
γ_{14}	-0.02 *		0.01	0.01		0.01
γ_{15}	-0.11 ***		0.02	-0.11 ***		0.01
γ_{21}	-0.02		0.02	0.07 ***		0.02
γ_{22}	0.04		0.02	-0.04		0.03
γ_{23}	-0.07 ***		0.01	-0.10 ***		0.02
γ_{24}	0.03 **		0.01	0.04 *		0.02
γ_{25}	0.03 **		0.01	0.03 *		0.02
γ_{31}	0.05 ***		0.01	0.02		0.01
γ_{32}	-0.07 ***		0.01	-0.10 ***		0.02
γ_{33}	-0.02 *		0.01	-0.01		0.02
γ_{34}	0.00		0.01	0.01		0.01
γ_{35}	0.05 ***		0.01	0.08 ***		0.02
γ_{41}	-0.02 *		0.01	0.01		0.01
γ_{42}	0.03 **		0.01	0.04 *		0.02
γ_{43}	0.00		0.01	0.01		0.01
γ_{44}	0.00		0.02	-0.01		0.02
γ_{45}	0.00		0.01	-0.06 ***		0.02
γ_{51}	-0.11 ***		0.02	-0.11 ***		0.01
γ_{52}	0.03 **		0.01	0.03 *		0.02
γ_{53}	0.05 ***		0.01	0.08 ***		0.02
γ_{54}	0.00		0.01	-0.06 ***		0.02
γ_{55}	0.03		0.02	0.05 *		0.03

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

제 2 논문

난방방식 선택과 주거에너지 소비의 결정요인 분석

2.1. 서론

우리나라는 정부 주도로 에너지 공급이 결정되어 왔으며 에너지 공급 정책에 따라 난방방식이 급변하여¹³ 80년대 70%이상의 점유율을 차지하던 석탄 및 연탄의 사용은, 90년대에는 등유로, 2000년대에는 도시가스로 전환되어 왔다(<그림 2-1> 참조).

그러나 2000년대 중반 이후 도시가스 소비 점유율이 60%대에서 둔화된 가운데¹⁴ 기존의 등유 및 프로판가스 등의 소비 점유율도 일정하게 유지되고 있으며 이러한 현상은 상당기간 지속될 것으로 보인다.

에너지통계연보(에너지경제연구원, 2013)의 에너지밸런스를 보면 우리나라 가정부문 에너지의 70% 이상이 난방연료 소비로 나타난다. 난방연료의 소비는 난방방식(보일러)이라는 내구재를 통해 이루어지므로 주거에너지에서 난방방식은 매우 중요한 요소라 할 수 있다. 최근 기후변화 및 에너지복지와 관련하여 주거에너지에 대한 정책수립이 요구되고 있고 정부정책도 공급관리에서 수요관리로 전환되고 있으므로 난방방

13 1980년대의 전기 도입초기에는 전기 소비를 진작시키기 위해 9차에 걸쳐 전기 가격을 인하한 바 있고, 1990년대 중반 이후 도시가스 보급을 위해 가정용 도시가스 가격을 수년간 동결하며, 유틸 전력을 이용하기 위해 심야전기 제도를 도입하는 등 정부는 적극적인 에너지 공급정책을 추진하였다.

14 도시가스 소비증가의 정체현상은 도시가스가 네트워크 에너지(망에너지)라는 특성에 기인하는데, 90년 후반 도시가스 망 정비사업이 일단락되고 최근 신규주택 수요 및 대규모 택지개발 사업도 감소하여 추가적인 도시가스 수요증가는 크지 않을 것으로 보인다.

식에 기초한 분석은 우리나라 가구들의 에너지 소비 의사결정을 엿볼 수 있는 단초로서 수요관리 정책에 기초자료를 제공할 수 있다.

에너지는 다른 재화와 달리 에너지 자체로 소비되는 것이 아니라, 보일러 등의 내구재를 통해 생산된 서비스가 소비된다. 특히 우리나라는 온돌문화로 난방방식 선택이 한 가구의 사용연료를 결정할 뿐만 아니라, 내구재인 보일러는 주택에 매립되어 있고 내구연한도 길어 쉽게 교체할 수 없으므로 에너지 소비가 난방방식에 종속되는 현상이 발생한다.

또한 난방방식의 특성은 가구의 소비행태에 영향을 미친다. 도시가스를 주 난방수단으로 사용하는 가구는 온수이용이 편리하므로 다른 난방방식에 비해 에너지 소비가 많을 수 있고, 프로판가스가 주 난방방식인 가구라면 프로판가스의 높은 가격으로 에너지 소비가 적을 수 있다.

가구가 주택을 선택하면 자동으로 주택에 매립되어 있는 난방방식과 난방연료가 결정되는데, 특정 난방방식의 주택 선택에는 가구의 선호가 반영되며 그러한 선호는 다시 에너지 소비량에도 영향을 미치게 된다. 아이가 있어 편리한 온수이용을 원하는 가구는 도시가스 보일러가 매립된 주택을 선택할 것이고 이러한 이유로 에너지 소비량도 많을 것이기 때문이다. 즉 편리한 온수이용이라는 가구의 선호는 주택 및 난방방식 결정에도 영향을 미치고 에너지 소비에도 영향을 미친다. 그리고 난방방식과 에너지 소비에 상관성이 있으므로 이를 통제하지 않으면 왜곡된 결과를 도출하게 되는데, 난방방식을 더미로 반영한 모형에서는 내생성의 문제가 있고, 각 난방방식이나 연료에 따른 조건부 수요함수를 추정할 경우에는 선택편이로 인한 오류가 발생하게 된다.

주거에너지에서 난방방식의 중요성에도 불구하고 난방방식이 고려된 연구가 저소득층의 에너지 소비실태 조사 등 몇몇에 불과한 것은 자료구득의 어려움 때문이기도 하지만 난방방식으로 인한 내생적 소비는

측정될 수 있는 것이 아니므로 간과되어 온 측면이 크다.

난방방식에 대한 가구의 선호를 연구한 원두환·김형건 (2008)은 헤도닉 모형을 이용하여 아파트 가격에서 난방방식에 대한 내재적 가치를 분석하였으며, 김현재 (2003)는 난방방식을 주택 가격의 결정요인에 포함하여 주택 가격함수를 추정한 바 있다. 그러나 난방방식의 가치를 측정한 이 연구들의 분석대상은 아파트 및 도시가스·지역난방의 고급에너지에 국한되어 있어 다양한 난방방식을 영위하는 우리나라 가구들의 특성을 파악하는 데에는 어려움이 있다. 또한 주택 가격에 비해 보일러의 내재적 가치는 매우 적은 부분이며 주택 가격은 난방방식 외에 역세권이나 학군 등의 입지나 개발 수익에 더 크게 반응하므로 난방방식의 효과에 대한 유의미한 결론을 도출하는 데에는 부족함이 있다.

난방연료의 소비는 대부분 시계열 자료를 이용하여 분석되어 왔다. 그러나 난방연료 소비가 가격이나 소득에 비탄력적임이 밝혀지고(Baker et al., 1989; Bernard et al., 1996; Garbacz, 1983; Hirst et al., 1982; Nesbakken, 1999; Poyer and Williams, 1993), 난방연료의 소비는 가구의 매일 매일의 선택임에도 불구하고 거시변수들은 간접적 영향을 미칠 뿐이므로 근래에는 가구수준의 자료를 이용한 미시적 접근이 요청되고 있다. 그러나 난방연료의 소비는 가구의 다양한 특성에 영향을 받으며 이러한 요인 간 상관성이 커 추정에 문제가 되어왔다(Cramer et al., 1984; Hutton, 1984; Steemers and Yun, 2009).

그러나 난방기기 선택과 에너지 소비 간의 상관성을 탐지한 Dubin and McFadden (1984)의 이산연속선택모형(discrete-continuous Model)은 난방기기 선택이라는 이산적 선택과 에너지 소비라는 연속적 선택을 결합하여 이산 선택과 연속 선택간의 상관성을 통제한 진일보한 연구로 평가받고 있다. 이후 이산연속선택모형은 주거에너지 뿐만 아니라 자동

차 등 내구재를 통해 서비스가 생산되는 여러 분야에 이용되고 있으며 (Vaage, 2000; Nesbakken, 2001; Liao and Chang, 2002; Mansur et al., 2008; Mannering and Winston, 1985) 우리나라에서도 자동차 연료 소비 분석에서 사용된 바 있다(최도영 · 이양섭, 2005; 최도영 · 이성근, 2006; 김형건 · 원두환, 2008; 권오상 외, 2012). 그러나 주거에너지에서는 하계 전력수요를 분석하면서 에어컨 보유가 전력소비 증가의 결정적 요인임을 밝혀낸 나인강(1999)의 연구 외에는 없는 것으로 보인다.

조작의 편리함, 안전성, 연료 가격 등 난방방식의 특성은 가구의 에너지 소비행태에 영향을 미칠 수 있고, 이렇게 다른 특성을 지닌 난방방식들 중에서 특정 난방방식을 사용하는 주택을 선택 또는 거주한다는 사실은 측정될 수 없는 가구들의 선호체계를 의미하기도 하므로, 주거 에너지 연구에서 난방방식은 더욱 중요하게 다루어져야 한다.

따라서 본고는 다항로짓모형을 이용해 우리나라 가구들의 주택 선택 결정요인을 분석하고, 주택 선택으로 결정된 난방방식과 소비의 상관성을 통제한 이산연속선택모형으로 비전기에너지(난방연료) 소비의 결정요인을 분석한다¹⁵.

이로써 특정 난방방식의 주택을 선택한 가구들의 특성 및 선호를 파악하고, 난방방식으로 인해 내생적으로 발생하는 난방연료 소비가 있는지 확인함으로써 주거에너지 소비의 의사결정과정을 파악하고자 한다.

다음 2.2장에서는 소비자 선택모형과 이산연속선택모형을 설명하고, 2.3장에서는 사용자료 및 에너지 소비현황을 서술한다. 2.4장에서는 난방방식으로 구분되는 주택 선택의 결정요인 분석결과를, 2.5장에서는 비전기에너지(난방연료) 소비열량의 결정요인 분석결과를 제시한 후, 2.6장에서는 이를 요약하고 시사점을 도출한다.

15 본고의 분석은 Stata 12의 mlogit과 semlog 명령문을 이용하였다.

2.2. 분석모형

2.2.1. 난방방식 선택모형

중양집중난방의 경우 가구가 주택을 선택하게 되면 난방방식이 결정되므로 주택가격에서의 난방방식의 가치를 추정하는 연구들이 있어왔다(Halvorsen and Pollakowski, 1981; Quigley and Rubinfeld, 1989; Dinan and Miranowski, 1989; Berkowitz and Haines, 2006). 국내에서도 김현재(2003)와 원두환·김형건(2008)의 연구를 통해 지역난방 방식에 대한 소비자들의 가치평가가 높다고 분석된 바 있다. 이와 같이 주거에너지는 가구원의 생명·건강 및 안락함과 직결되며 가계 지출에 있어서도 큰 비중을 차지하는 필수재이므로 주택 선택에서 난방방식에 대한 고려가 없을 수 없다.

주택가격 대비 난방방식의 내재적 가치는 다른 요인들에 비해 그리 크지 않을 수 있지만 주택 선택 시 난방방식에 대한 가구의 선호가 반영될 것임을 예측할 수 있으므로, 기후변화 및 에너지 절약과 관련한 연구에서 난방방식에 따라 가구들의 주택 개보수 행태 및 에너지 절약 프로그램 참여 여부 등을 분석하는 것도 이러한 가정과 무관하지 않다(Cameron, 1985; Michelsen and Madlener, 2013; Gamtessa, 2013).

따라서 어떤 가구들이 어떤 난방방식을 이용하는가를 파악하는 것은 주거에너지 정책의 출발점이라 할 수 있으므로 Green (1983)은 미국, Braun (2010)은 독일, Laureti and Secondi (2012)는 이탈리아, Matero (2013)는 핀란드의 가구들을 대상으로 난방방식을 선택하는 가구들의 특성을 분석한 바 있다.

가구가 특정 난방방식의 주택을 선택하는 이산선택모형은 의사결정자가 자신의 효용을 극대화한다는 가정에서 출발한다. 가구 n 이 J 개의 난방방식 중 j 를 이용하는 주택을 선택하여 얻는 효용을 U_{nj} 라고 하자.

그러나 연구자가 소비자의 효용을 전부 관찰할 수는 없으므로 효용함수는 연구자가 관찰할 수 있는 부분(V_{nj} : deterministic part)과 관찰할 수 없는 부분(ϵ_{nj} : random part)으로 나눌 수 있는데, 이를 확률효용모형(random utility model, McFadden (1974))이라고 한다. 본고는 가구특성이 효용에 미치는 효과를 중심으로 분석하는데¹⁶ 이때의 효용함수는 식 (2-1)과 같다.

$$U_{nj} = V_{nj} + \epsilon_{nj} = \gamma_j' z_n + \epsilon_{nj} \quad (2-1)$$

단, $\gamma_j = j$ 난방방식 주택에 대한 가구특성의 효용가중치

$z_n =$ 가구특성벡터

$\epsilon_{nj} =$ 오차항

주택의 선택이 자동적으로 주택에 매립되어 있는 난방방식을 결정하게 되므로, 결론적으로 주택 선택은 난방방식 선택이라 할 수 있다. 가구

16 대안 j 의 특성 q_j 와 가구 n 의 특성 z_n 이 주어졌을 때 V_{nj} 는 다음같이 표현된다.

$$V_{nj} = \mu q_n + \gamma_j z_n$$

여기서 관찰가능한 효용 V_{nj} 는 대안 j 에 따라 변하는 부분과 개인 n 에 따라 변하는 부분이 있다. 대안특성이 효용에 미치는 효과를 보는 조건부 로짓은 개인특성의 효과인 $\gamma_j = 0$ 이 가정된 모형이고, 개인의 특성이 효용에 미치는 영향을 보는 다항로짓은 대안 특성 효과인 $\mu = 0$ 을 가정한 모형이라 할 수 있다.

특정 난방방식이 매립된 주택의 선택에 있어서는 보일러 등 난방방식의 속성보다 가구의 특성이 더 큰 영향을 미치는데다, 보일러 같은 난방 내구재는 주택에 매립되어 있고 주택건축년도에 따라 열효율, 비용, 편리성 등의 속성이 매우 상이하여 이를 조사하는 것도 불가능하므로 본고는 가구특성에 집중하여 다항로짓 모형을 이용해 분석한다.

n 이 난방방식이 j 인 주택을 선택했다는 것은 가장 높은 만족도를 주는 대안을 선택한 것으로 볼 수 있으며, Y_{nj} 를 해당 대안 선택 시의 더미변수라 한다면, 난방방식 j 인 주택의 선택확률 $\Pr(Y_{nj}=1|z_n)$ 는 다음과 같이 표현된다.

$$U_{nj} > U_{nk} \quad \forall j \neq k \quad (2-2)$$

$$\Pr(Y_{nj}=1|z_n) = \Pr\{V_{nj} + \epsilon_{nj} > V_{nk} + \epsilon_{nk}, \forall j \neq k\}$$

단, $Y_{nj} = 1$, n 가구가 j 대안 선택 시

$$Y_{nj} = 0, \text{ otherwise}$$

가구원수, 주택형태 등 관찰가능한 속성들(z_n)¹⁷에 비해 개별 가구의 실내온도에 대한 선호(난방 요구량)과 조건의 편리성 같은 난방방식의 특성은 관찰이 불가능하므로 ϵ_{nj} 는 일정한 분포를 갖게 된다.

McFadden (1974)이 제시한 대로, 확률부분인 ϵ_{nj} 가 iid(independent, identically distributed) 조건을 충족하는 제1형태 극한치분포(type I extreme value distribution)¹⁸를 따른다고 할 때 이 가구가 난방방식 j 를 이용하는 주택을 선택할 확률은 식(2-3)과 같다.

$$\Pr(Y_{nj}=1) = \frac{\exp(\gamma_j' z_n)}{\sum_{k=1} \exp(\gamma_k' z_n)} \quad (2-3)$$

17 효용수준은 가구들의 인구·사회적 특성의 함수로 여겨지므로 가구 규모와 가구주 연령 및 교육수준, 거주면적, 난방방식 등의 변수를 포함하게 된다(Wadud et al., 2010).

18 제1형태 극한치 분포의 누적확률밀도 $G(\epsilon_j)$ 와 확률밀도함수 $g(\epsilon_j)$ 는 다음과 같다.

$$G(\epsilon_j) = \exp(-e^{\epsilon_j}) \quad , \quad g(\epsilon_j) = \exp(-\epsilon_j - e^{-\epsilon_j})$$

이제 가구특성이 특정 난방방식의 주택 효용에 부여하는 가치인 계수 γ 를 추정하기 위해 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 이용한다. 최우추정량(Maximum likelihood estimator) γ 는 모수에 대한 모든 추정치들 중 관측된 표본을 얻을 확률을 가장 높게 만드는 계수값을 의미한다. 하첨자 n 이 전체 N 가구 중 n 번째 가구이고, 하첨자 j 가 전체 대안 J 개의 대안 중 j 번째 대안이라고 할 때 로그우도함수(log-likelihood function)는 아래와 같다.

$$\begin{aligned}\ln L(\gamma) &= \sum_n \sum_j \ln P_{nj}^{Y_{nj}} \\ &= \sum_n \sum_j Y_{nj} \ln \left(\frac{\exp(\gamma_j' z_n)}{\sum_{k=1} \exp(\gamma_k' z_n)} \right)\end{aligned}\quad (2-4)$$

다항로짓의 선택확률은 비선형 형태이므로 해석이 용이하지 않다. 따라서 선택확률을 특성변수에 대해 편미분하면 난방방식 선택확률에 대한 변수들(z_n)의 한계효과 δ_j (marginal effects)를 도출할 수 있다. 즉, 설명변수 1단위가 증가가 각 대안선택 확률에 미치는 효과를 구할 수 있다.

$$\delta_{nj} = \frac{\partial P_{nj}}{\partial z_n} = P_{nj} \left[\gamma_j - \sum_{k=1}^J P_{nk} \gamma_k \right] \quad (2-5)$$

2.2.2. 이산연속선택모형

앞의 식(2-2)와 같이 가구¹⁹는 여러 가지 난방방식의 주택 중 가구의 효용(U_{nj})을 가장 높여주는 주택 j 를 선택하였고, 이때 난방에너지 소비량은 y_j 라 한다²⁰. 주택의 선택이 결국 난방방식을 선택하는 것이 되므로, 이제 가구는 주어진 난방방식(j) 하에서 난방에너지(y)를 소비한다고 하자. x 는 난방에너지 소비에 영향을 미치는 가구특성벡터이고 η_j 는 교란항이다.

$$U_j = \gamma_j' z + \epsilon_j \quad (2-6)$$

$$y_j = \beta_j' x + \eta_j$$

여기서 난방방식의 선택(U_j)과 난방에너지 소비(y_j)는 독립적인 의사결정이 아닐 수 있다. 예를 들어 등유나 프로판가스 보일러는 연료를 따로 채워야 하지만 도시가스는 전원 버튼 하나만 누르면 보일러가 작동된다면, 이러한 편리성으로 도시가스 사용가구의 에너지 소비가 증가할 수 있으므로 난방에너지 소비는 난방방식에 영향을 받는다. 이렇게 관찰되지 않는 특성이 서로 상관적이라면, 그래서 ϵ_j 와 η_j 가 서로 독립적이지 않다면 이들의 추정치는 편의가 발생한다.

19 설명의 편의를 위해 가구를 나타내는 하첨자 n 은 생략한다.

20 각 가구가 선택한 난방방식(주택)에 대한 의사결정은 서로 배타적이지만, 많은 가구들이 주 난방방식 외에도 다양한 난방수단과 연료를 사용할 수 있으므로 y_j 는 주거에너지에서 전기를 제외한 비전기에너지 소비량을 열량(cal)으로 환산한 총합으로 설정하였다. 주거에너지는 전기에너지와 비전기에너지로 구성되며, 비전기에너지의 대부분은 난방용으로 사용되므로 편의상 난방에너지로 부르기로 한다.

난방방식 선택이라는 이산적 선택과 얼마만큼의 에너지를 소비할 것인가의 연속적 선택이 서로 독립적이지 않음은 식(2-7)의 Train(1986, p.84)이 제시한 조건부 간접효용함수(indirect utility function)를 응용하여 설명하고자 한다.

$$U_j(p, I, s, w_j) = V_j(p, I, s) + \epsilon_j \quad (2-7)$$

$$= \ln((\alpha^j + \beta^j p + \theta^j I + \psi^j s + \epsilon_j) \cdot e^{-\theta p})$$

단, p : 가구의 난방에너지 가격

I : 가구소득

s : 가구특성

$\alpha^j, \beta^j, \psi^j$: 각 설명변수의 효용 가중치

ϵ_j : 관찰되지 않은 특성(w_j)의 함수

여기서 j 난방방식을 선택한 가구의 간접효용함수(U_j)는 난방에너지 가격(p)²¹과 소득(I)²², 가구특성(s)²³의 관찰가능한 요인과 관찰불가능한

21 난방에너지 가격 p 는 난방방식별로 크게 다르므로 하첨자 j 가 붙는 대안별 특성이라 할 수 있다. 그러나 본고는 앞에서 밝힌 바와 같이 가구특성의 효과를 분석하는 다항로짓을 이용하므로 난방에너지 가격 p 를 가구별로 달라지는 값으로 설정하였으므로 하첨자 j 가 붙지 않는다.

그러나 이 둘은 다르지 않으며 Maddala (1983, p.42)와 Long(1997, p. 180)은 다항로짓에서 가구별로 달라지는 변수를 조건부 로짓에서 대안별로 다르게 설정하거나, 그 반대의 경우에도 같은 결과가 도출됨을 증명하였다. 따라서 대안특성 변수인 가격 p 를 가구특성 변수로 설정하여도 무방하다. 증명과정은 <부록 2-1>에 수록하였다.

22 Dubin and McFadden (1984)은 내구재에 대한 자본비용으로서, 소득(I)에서 내구재의 임대비용(r)을 감한 ($I-r$)에 대해 소득효과를 분석하였다. 그러나 내구재인 보일러의 구매가격과 설치비용을 확인하기 어렵고, 주택가격에서 보일러의 가격이 차지하는 비율이 워낙 낮으므로 본고에서는 보일러의 자본비용인 임대비용은 고려하지 않기로 한다.

23 가구의 특성변수는 엄밀히 말하면 난방방식 이용으로부터 소비자가 얻는 만족과 직접적인 상관이 있는 것은 아니다. 그러나 많은 선행연구에서 이 변수를 소비자 효용의 설명변수로 이용하는 것은 연구자로서는 관찰이 불가능한 가구의 효용, 즉 효용함수에서의 오차항을 설명하는 대리변수의 역할을 하기 때문이며, 가구의 사회·경제적 특성에 따라

요인(w_j)에 영향을 받는다고 하자.

한편, 난방방식 j 하에서 얼마만큼의 난방에너지 소비할지에 대한 의사결정이 조건부 효용함수로부터 도출된다면, 효용함수를 각각 가격 p 와 소득 I 에 대해 미분하는 로이의 항등식(Roy's identity)으로부터 식 (2-8)과 같이 가격과 소득 및 다른 설명변수에 대해 선형인 난방에너지 조건부 수요함수를 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 y_j &= - \frac{\partial U_j / \partial p}{\partial U / \partial I} & (2-8) \\
 &= -(\beta^j - \theta B) / \theta = B - (\beta^j / \theta) \\
 &= (\alpha^j - (\beta^j / \theta)) + \beta^j p + \theta^j I + \psi^j s + \epsilon_j \\
 &\quad \text{단, } B = \alpha^j + \beta^j p + \theta^j I + \psi^j s + \epsilon_j
 \end{aligned}$$

식(2-7)의 간접효용함수는 더욱 간단한 형태로 나타낼 수 있다.

$$U_{nj} = \ln(\alpha^j + \beta^j p + \theta^j I + \psi^j s + \epsilon_j) - \theta p \quad (2-9)$$

여기서 난방에너지 가격 p 를 대안별로 달라지는 값이 아닌 가구별로 달라지는 값으로 설정하였으므로, 어떤 가구가 난방방식 j 와 k 중에 하나를 선택하려고 효용을 비교할 경우 의사결정자는 다음의 식(2-10)만을 고려하면 된다.

$$\widetilde{U}_{nj} = \ln(\alpha^j + \beta^j p_n + \theta^j I_n + \psi^j s_n + \epsilon_{nj}) \quad (2-10)$$

동일한 난방방식을 이용하더라도 만족도가 다를 수 있기 때문이다(정한경 외, 2007).

가구가 $\widetilde{U}_j > \widetilde{U}_k$ 인 난방방식 j 를 선택하려는 경우, 선택확률 P_j 와 관찰가능한 효용함수 V_j 는 아래와 같다.

$$P_{nj} = \Pr(V_{nj} + \epsilon_{nj} > V_{nk} + \epsilon_{nk} \text{ for } j, k \in J, j \neq k) \quad (2-11)$$

$$V_{nj} = \alpha^j + \beta^j p_n + \theta^j I_n + \psi^j s_n \quad (2-12)$$

이렇게 간단해진 식(2-12)의 관찰가능한 간접효용함수와 식(2-8)의 수요함수를 비교하면 같은 요소가 두 가지 선택에 동시에 영향을 미침을 확인할 수 있다. 따라서 가구특성 등 어떤 요인이 변하면 이로 인해 난방방식 선택에 영향을 줄 뿐만 아니라 에너지 소비에도 영향을 미치게 됨을 알 수 있다.

또한 연관된 두 가지 선택, 즉 이산적 선택과 연속적 선택의 문제에 대한 분석이 어려운 이유는 한 요인이 두 가지 선택에 공통적으로 작용한다는 것 외에도 각 선택의 설명변수들이 효용함수에서 관찰되지 않은 요인이나 소비함수의 교란항과 상관되어 있어 일반회귀분석으로 분석할 경우 편의를 일으키게 되기 때문이다.

따라서 수요함수 추정 시 상관성을 통제해야 하는데 어떤 난방방식의 주택을 선택한 것과는 상관없이 모든 가구의 에너지 소비자료를 이용하여 하나의 수요함수를 추정할 수도 있고, 특정 난방방식의 주택을 선택한 가구들의 자료만을 이용하여 J 개의 수요함수를 분리 추정할 수도 있으므로 다음에서는 각각의 방법에 대해 설명한다.

(I) 전체 자료를 이용하는 도구변수 분석법

전체 자료를 이용해 하나의 소비함수(y)를 추정하는 경우, 식(2-13)과 같이 각 난방방식을 더미변수로 처리하는 방법을 고려할 수 있다. 도시가스 가구를 기준으로 할 때 d 는 도시가스 이외의 난방방식 주택을 선택한 경우에는 1, 그렇지 않은 경우에는 0의 값인 더미변수이고, p 는 난방에너지 가격, I 는 가구소득, s 는 가구특성이며, η 는 교란항이다.

$$y = \alpha_b d^b + \alpha_p d^p + \alpha_g d^g + \alpha_e d^e + \beta p + \theta I + \psi s + \eta \quad (2-13)$$

단, b = 연탄, p = 등유, g = 프로판가스, e = 심야전기

이 식을 추정함에 있어서 더미변수 등의 설명변수가 교란항과 상관성이 있을 수 있다. 어떤 가구의 난방요구량이 높다고 가정하자. 등유나 프로판가스 같은 비싼 연료로 이 가구의 열 요구량을 충족시키기엔 비용이 너무 크므로 초기 설치비용에도 불구하고 심야전기를 설치하였다. $d^e = 1$ 인 이 가구의 난방에너지 소비량은 같은 이유로 평균보다 높을 것이며 따라서 교란항 η 도 크다. 이와 같이 난방(열)에 대한 선호는 자료상에서는 관찰할 수는 없지만 난방방식 선택에 영향을 미치고, 또한 난방에너지 소비에도 영향을 미칠 것임을 예상할 수 있다.

내생성을 해결하기 위해 내생성 의심 변수를 외생변수로 추정한 후 그 추정치를 이용하는데, Train (1986)은 로짓모형에서 추정된 선택확률을 더미변수 대신 이용하는 2단계 도구변수분석법(IV)을 제안하였다.

$$d^e = \hat{P}_e \quad (2-14)$$

(2) 선택수정항을 이용한 분석법

식(2-15)는 특정대안 j 를 선택한 가구의 자료만을 이용해 조건부 수요함수를 추정하는 경우이다. 여기서 x 는 j 난방방식의 주택을 선택한 가구의 난방에너지 소비량 y_j 를 설명하는 가구특성 벡터이고, z_j 는 j 난방방식 주택 선택 시 효용을 설명하는 가구특성 벡터이다.

$$y_j = \beta_j' x + \eta_j, \quad j=1, \dots, J \quad (2-15)$$

$$U_j = \gamma_j' z + \epsilon_j, \quad j=1, \dots, J$$

$$Y_j = 1 \quad \text{if } U_j > U_k \quad j \neq k, \quad \text{otherwise } Y_j = 0$$

특정대안 j 가 선택된 경우를 $Y_j=1$ 이라 할 때 이를 일반회귀분석(OLS)으로 분석할 경우, 식(2-16)과 같이 OLS의 기본가정인 교란항 η_j 의 평균 $E(\eta_j)=0$ 이 아니라는 문제점이 발생한다.

$$E[y_j | z_j, Y_j=1] = \beta_j' x + E[\eta_j | z_j, Y_j=1], \quad j=1, \dots, J. \quad (2-16)$$

예를 들어 연탄은 저소득층의 연료로 인식되는데, 고소득 가구가 연탄보일러 주택에 거주한다면 이 가구의 관찰되지 않은 특성, 즉 기본적인 열 요구량이 높아 난방비가 저렴한 연탄보일러를 선호한 것이고, 이런 이유로 난방에너지 소비량도 높을 수 있다. 따라서 가구의 에너지 소비량은 추정식보다 높아 교란항이 크게 나타나게 되므로, 이때에는 식(2-17)과 같이 교란항 η_j 를 교란항의 평균 $E(\eta_j)$ 와 평균으로부터 영향을 받지 않는 ξ_j 로 구분해냄으로써 $E(\xi_j)=0$ 의 조건을 충족시킬 수 있다.

$$\eta_j = E(\eta_j) + \xi_j \quad (2-17)$$

교란항의 평균에 대한 수정항을 모형에 포함하여 선택편이를 해결하는 전략은 Heckman (1976, 1979)으로부터 제시되었다. 선택대안이 두 가지이고($j = 1, 2$) 교란항 ϵ_j, η_j 가 정규분포인 경우²⁴, 1단계의 대안 선택확률로부터 식(2-18)의 팔호안의 값, inverse Mills ratio($\hat{\lambda}_j$)가 도출되고 이를 식(2-19)처럼 2단계의 추정식에 대입함으로써 선택편이에 대한 수정항의 역할을 하게 된다.

$$E[\eta_j | d_j = 1] = \frac{\sigma_{\eta\epsilon}}{\sigma_\epsilon^2} \left\{ \frac{\phi(z_j' \gamma)}{\Phi(z_j' \gamma)} \right\} = \frac{\sigma_{\eta\epsilon}}{\sigma_\epsilon^2} \hat{\lambda}_j \quad (2-18)$$

$$y_j = x_j \beta + \mu \hat{\lambda}_j + \xi_j \quad (2-19)$$

Heckman의 분석법은 선택대안이 두 가지인 경우에 한정되어 있으므로 이후의 모형은 대안의 수가 다수인 경우로, 선형에서 비모수인 경우로 발전되어 왔으며(Lee, 1983; Dubin and McFadden, 1984; Dahl, 2002)²⁵, 이 중 Dubin and McFadden(DM) 모형이 선택편이로 인한 수정항을 가장 잘 추정해내는 것으로 알려져 있다²⁶.

Dubin and McFadden (1984)은 대안선택확률이 로지스틱 분포를 따

12 교란항 ϵ_j, η_j 이 정규분포를 따를 때($\epsilon_j, \eta_j \sim N(0, \Sigma)$), 확률밀도함수와 누적밀도함수는 각각 ϕ, Φ 로 표기되며, 공분산행렬은 다음과 같다. $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_\eta^2 & \sigma_{\eta\epsilon} \\ \sigma_{\eta\epsilon} & \sigma_\epsilon^2 \end{pmatrix}$

25 이 모형들은 $\lambda(I)$ 의 함수를 설정함에 있어서 교란항 간의 공분산 행렬(covariance matrix)에 제한을 가하거나 선형성(linearity)을 가정하였는가에 따라 나누어진다(Bourguignon et al., 2007).

26 Schmertmann (1994)은 Lee 모형과 Dubin and McFadden(DM) 모형을 비교한 바 있고, Bourguignon et al. (2007)은 Lee, DM., Dahl 모형에 몬테카를로 시뮬레이션을 적용하여 평균편이(average bias)와 평균제곱근오차(RMSE: Root Mean Square Errors)을 비교한 결과, Lee 모형에 비해 DM과 Dahl 모형이 더 좋은 결과를 나타냄을 보였다.

르며, 교란항 η_j 는 정규분포를 따르고 σ^2 의 분산을 갖고, ρ_i 을 ϵ_i 과 η_j 간의 상관계수라 할 때 다음 식(2-20)과 같이 제시하였다.

$$E(\eta_j|\epsilon_1\ldots\epsilon_J) = \sum_{i=1\ldots J} \sigma \frac{\sqrt{6}}{\pi} \rho_i (\epsilon_i - E(\epsilon_i)) \quad (2-20)$$

따라서 대안 j 에 대한 조건부 수요함수는 식(2-21)과 같다. Dubin and McFadden (1984)과 같이 $\sum_i \rho_i = 0$ 을 가정하면 조건부 수요함수는

$J-1$ 개의 선택수정항($C_i = \frac{P_i \ln P_i}{1-P_i} + \ln P_j$)이 포함된 식(2-22)와 같다.

$$y_j = x_j \beta_j + \sum_{i \neq j} \sigma \frac{\sqrt{6}}{\pi} \rho_i \left[\left(\frac{P_i \ln P_i}{1-P_i} \right) - r_j \ln P_j \right] + \zeta_j \quad (2-21)$$

$$y_j = x_j \beta_j + \sum_{i \neq j} \sigma \frac{\sqrt{6}}{\pi} \rho_i \left[\left(\frac{P_i \ln P_i}{1-P_i} \right) + \ln P_j \right] + \zeta_j \quad (2-22)$$

실제 추정에서 $\sigma \frac{\sqrt{6}}{\pi} \rho_i$ 는 관측되지 않으므로 각 수정항 C_i 의 파라미터(r_i)처럼 추정되며, 가구특성²⁷ 계수 β_j 와 난방방식 선택에서의 관찰되지 않은 선호 등 교란항과의 상관성을 의미하는 r_j 를 구할 수 있다.

$$y_j = x_j \beta_j + \sum_{i \neq j}^J r_i C_i + \zeta_j \quad (2-23)$$

27 본고는 수요함수 추정 시 설명변수에 에너지가격 p 를 포함하지 않았다. 그 이유로는 첫째, 이산연속선택 모형은 난방방식이 정해진 상태에서의 에너지 수요이므로 횡단면 자료를 이용하는데, 이용자료에서는 난방연료의 가격을 파악할 수 없어 전국 대포 가격을 이용하므로 가구 간 가격변이가 크지 않다. 둘째, 난방연료 가격차이는 지역이나 가구별 변이보다 난방방식에 따라 차이가 나타나므로 난방방식 변수가 가격효과를 포함한다고 할 수 있다. 셋째, 에너지의 경우 가격탄력성이 비탄력적인 것으로 나타나며 난방방식이 정해진 상태에서는 더욱 그러하므로 에너지 가격은 설명변수에 포함하지 않았다.

2.3. 분석자료

본고가 분석을 위해 사용한 자료는 2012년에 실시된 「가구에너지소비 상설표본조사」(HESS: Household Energy Standing Survey)이다. 우리나라 16개 시도의 상설표본가구를 구축하여 표본가구의 에너지 소비 실태를 추적조사한 것으로, 2010년 예비조사가 행해진 후 2011년에 통계청의 통계작성승인을 득하여 국가통계로 인정되었다.

이 조사는 우리나라 공급통계의 문제점과 에너지총조사의 취약점을 보완하여 국제기준에 부합한 국가에너지 통계를 제공함을 목적으로, 공급통계에서 파악하지 못하는 가정부문²⁸ 용도별·설비별 에너지 소비에 대한 다양하고 세분화된 자료를 제공한다²⁹.

기존 에너지총조사의 원자료가 제공되지 않는 상황에서 많은 연구가 가계동향조사의 광열비 지출항목을 통해 에너지 소비량을 역산하는 방식을 이용해왔다. 가계동향조사는 지역·소득·가구구성을 중심으로 표본이 추출되는데, 에너지에 중심을 둔 조사가 아니므로 주거에너지에는 난방방식과 주택특성이 매우 중요한 영향을 미침에도 이러한 효과를 표본에 반영하지 못하는 한계가 있었다. 그러나 가구에너지소비 상설표본 조사는 2010년 인구주택총조사의 조사모집단을 대상으로 16개 시도와 주택형태(단독주택, 아파트, 연립·다세대)를 중심으로 48개의 층을 설정한 후, 주 난방방식을 사후 층화변수로 추가함으로써 가구에너지 소

28 에너지총조사 및 에너지수급 통계에서의 “가정부문”은 수송연료를 제외한 난방, 취사, 조명, 전기기기 사용 등을 의미하므로 주거에너지라고 할 수 있다.

29 지금까지 가정부문의 에너지 소비 통계는 1981년부터 매 3년마다 시행하는 에너지총조사 외에는 공식적인 통계가 존재하지 않았다. 또한 국가에너지수급 통계에서조차 가정부문 에너지소비량을 별도 집계한 것은 2008년부터이다(신정수, 2013). 이처럼 현행 국가 에너지수급통계 시스템이 국가 전체적인 수급현황에 초점을 맞춘 ‘공급’ 통계 중심이라는 것은 국가 에너지 정책에서 가계의 소비는 논외의 대상이었음을 반증한다.

비분석에 적합한 형태로 추출되었으며, 본고에서 분석하는 주 난방방식과 월별 에너지 소비량 외에도 가전기기 보유 등 가구 소비행태를 반영하는 자료를 제공한다³⁰.

지금까지 난방방식 및 난방에너지에 대한 연구가 부족한 이유는 가구의 난방방식까지 조사한 자료를 확보하기 어렵다는 문제점과 함께 가정용 난방에너지 소비량 파악이 어렵기 때문이기도 하다. 따라서 본고가 자료구축에서 가장 유념한 부분은 난방에너지 소비량의 산출이다.

도시가스나 전기 사용량이 계량기를 통해 매월 계산되는 것과는 달리, 등유·프로판가스·연탄의 사용량은 매월 계산되는 것이 아니므로 일 년에 몇 번을, 얼마나 구매했는지에 대한 자료가 필요하다³¹.

또한 가구는 주 난방방식에 쓰이는 연료뿐만 아니라 다양한 보조적 난방기구를 사용할 수 있으므로 각각의 에너지를 열량으로 환산해 합산하는 과정이 요구된다. 그러나 무엇보다도 비네트워크 에너지원의 경우 연료를 수시로 구입할 수 있어 도시가스와 같이 12~2월 동절기의 사용량만을 추출해서는 안되므로 1년간의 총 비전기에너지 구입량을 열량으로 환산한 값을 난방에너지 소비량으로 간주한다³².

이때 소비량을 난방·온수·취사 등의 용도별로 구분하자면³³ 많은 가정과 추정이 필요하다³⁴. 그러나 주거에너지 연구가 부족한 우리나라

30 2012년 자료는 통계작성 승인 후 첫 해의 자료로서 아직까지 학술적으로 이용된 바 없고, 소비행태를 조사한 항목들은 조사가구의 거부 등을 이유로 공백이 많아 변수이용에 어려움이 있다. 최문선 외(2013)는 난방용 에너지소비량 추정에 이 자료를 사용하였다.

31 자료확보의 어려움으로 난방에너지 소비를 분석한 연구들은 점유율이 가장 높은 도시가스 가구만을 분석하거나 설문조사에 의존해 왔다. 또는 도시가스 가구의 용도별 소비비율을 기타 에너지원 사용가구의 용도별 소비량 추정에 이용하는 방식이 이용되었다.

32 난방기간이 지난 이후 구매한 연료를 다 쓰지 않은 채 연료탱크에 남아있다는 문제점이 여전히 존재하지만, 계산상의 이유로 1년의 구매용량은 다 소진된다고 간주한다.

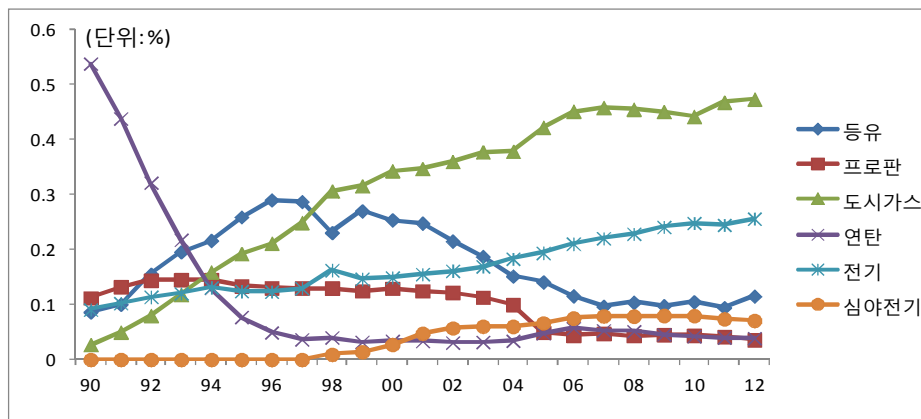
33 본고의 이용자료는 가구의 주 난방방식 및 취사방식을 설문하고 에너지원별, 월별 소비자료를 제공하나 이를 용도별로 구분하지는 않는다. 일례로 도시가스 가구의 경우 난방방식과 취사방식이 같아 이를 구분할 수 없고, 난방방식이 프로판가스인 가구의 경우에도 취사로 동종 연료를 사용하므로 난방용과 취사용 소비량을 별도로 파악하기 어렵다.

상황에서 용도별 추정에 필요한 자료를 찾기도 어렵거니와 오히려 불완전한 추정으로 잘못된 정보를 제공할 우려가 있으므로 본고는 용도별 접근법을 따르지 않고 주거에너지를 전기에너지와 비전기에너지로만 구분하였다. 비전기에너지는 전기에 비해 난방·온수 외에는 다른 용도로 쓰이는 경우가 적고, 취사용 소비량은 난방용에 비해 매우 적은 부분이므로 비전기에너지를 편의상 난방에너지라 부르기로 한다.

난방에너지 소비량 산출을 위해서는 12개월 모두의 소비자료가 필요하다. 따라서 전체 2,520개의 조사 가구 중 일 년에 한 달이라도 전기소비량이 없는 가구를 제외한 2,394 가구를 대상으로 분석을 수행하였다.

<그림 2-1>는 우리나라 가정부문 에너지원 점유비율의 변화추이를 보여준다. 우리나라 가정부문 난방방식이 석탄에서 등유, 도시가스로 빠르게 변화되어 왔으나 2000년대 중반 이후부터는 전기 소비량이 꾸준히 증가하는 것을 제외하고는 큰 변동없이 안정적인 모습을 알 수 있다.

<그림 2-1> 가정부문 에너지원 점유비율 추이



자료: 에너지통계연보(2013), 에너지경제연구원.

34 겨울철 도시가스 소비량에서 여름철 소비량을 빼줌으로써 난방수요를 추정하기도 하고, 난방·온수 소비량을 각각 예측할 수 있는 지역난방 사용가구의 에너지 소비 비율을 이용해 이를 추정하는 방식이 사용되었다(이성근·나인강, 2010; 최문선 외, 2013).

본고가 사용하는 자료의 난방방식 분포는 <표 2-1>과 같다. 도시가스³⁵ 사용가구 비율이 61%로 가장 높고, 연탄과 심야전기 사용가구는 5%를 넘지 않는다. 통계청의 2010년 인구주택총조사에서는 프로판가스 가구가 3%, 연탄 가구가 1%, 전기 사용가구가 4%로 나타나 본 자료에서의 연탄과 프로판가스 사용가구 비중이 좀 더 높은 것으로 나타났다. 이는 본고가 사용하는 자료가 가정부문 에너지 소비분석을 위해 설계되어 평소에 소비과약이 어려운 난방설비 가구들의 자료를 더 수집하거나, 사후에 난방방식을 증화하는 과정에서 추가되었을 것으로 보인다.

<표 2-1> 조사가구의 난방방식 분포

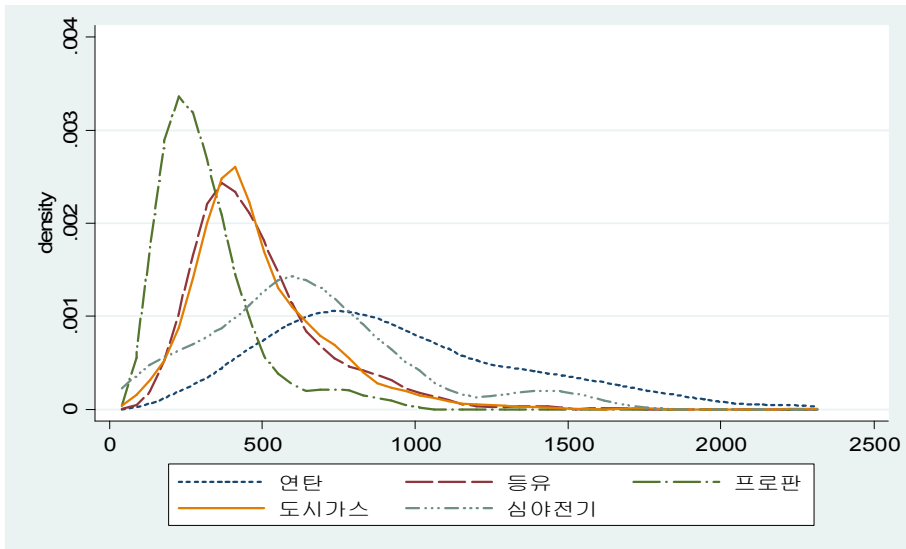
난 방 방 식	가구수(가구)	비율(%)
연 탄	110	4.59
등 유	548	22.89
프 로 판 가 스	171	7.14
도 시 가 스	1,467	61.28
심 야 전 기	98	4.09
합 계	2,394	100.00

<그림 2-2>와 <그림 2-3>은 총 주거에너지와 전기에너지의 커널 밀도함수이다. <그림 2-2>는 총 주거에너지의 소비량 분포가 난방방식에 따라 상이함을 보여준다. 등유와 도시가스 가구의 소비량이 비슷한 분포를 보이는 반면 프로판가스 가구의 소비량이 적고, 연탄과 심야전기 가구의 소비량은 높은 분산을 보인다. 그러나 <그림 2-3>의 전기 소비량 분포는 난방방식에 따른 차이가 크지 않다. 따라서 주거에너지의 소비

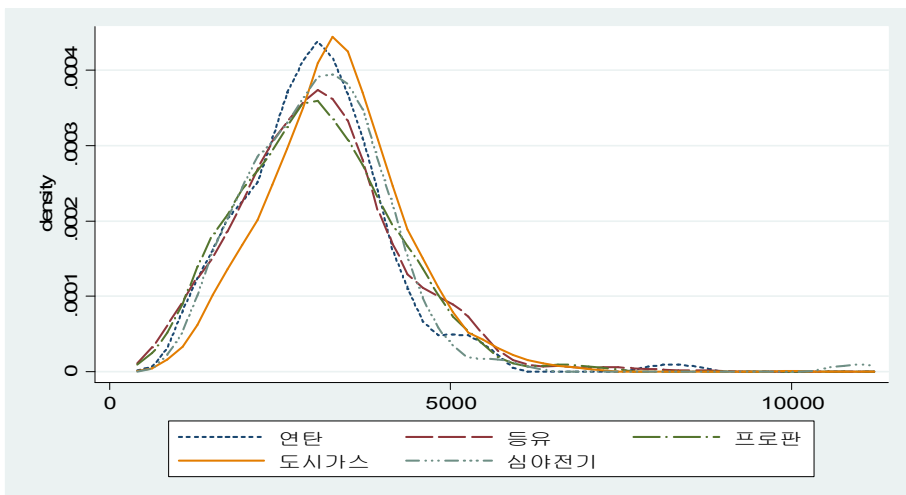
35 지역난방(열)의 점유율이 낮고 지역난방과 도시가스 사용가구의 에너지 소비량 및 소비 패턴에 큰 차이가 없다는 연구들에 근거해 지역난방 가구를 도시가스 가구에 포함하여 분석한다(에너지관리공단, 2005; 이봉진 외, 2004; 윤태연, 2014).

량 차이는 난방에너지로 인해 발생하므로, 난방방식별로 다른 난방에너지 소비량에 대한 분석이 필요하다³⁶.

<그림 2-2> 난방방식별 단위면적당 주거에너지 소비량 커널분포



<그림 2-3> 난방방식별 단위면적당 전기에너지 소비량 커널분포



36 <부록 2-2>의 월별 전기 소비량도 난방방식에 의한 차이를 보이지 않는다.

<표 2-2>는 설명변수들의 기초통계량이다. 설명변수는 크게 지역, 주택특성, 가구의 사회경제적 일반특성의 3부분으로 구성되었다.

기타시도 가구가 50% 이상을 차지하며, 주택형태는 아파트가 44%, 단독주택과 연립·다세대가 약 56%이다. 2010년 인구주택총조사의 경우 아파트 비중이 58%로 표본자료의 아파트 비중이 14% 정도 적다.

주택면적은 18평이하 국민주택과 국민주택규모 18~33평, 33평초과 주택으로 3분하였으³⁷ 18~33평의 국민주택규모가 가장 많은 비중을 차지한다. 이들 주택들의 절반 이상이 1990년대 이후에 건축되었다.

주택의 자가 소유 비율이 70% 이상으로 월등히 높고 월평균 소득은 100만 원 미만에서 500만 원까지 100만 원 단위마다 약 15% 내외로 비슷한 분포를 보이지만 200~300만 원 소득 가구가 25%로 가장 높은 비율을 보인다. 가구의 주 소득원이 정부보조금인 가구는 2%로 매우 낮았다.

4인 가구 비율이 31%로 가장 높았고 1인 가구 비율은 13%이다. 그러나 2010 인구주택총조사의 경우 1인 가구 24%, 4인 가구는 23%이며 가구원수의 비중은 2인, 1인, 4인, 3인 가구 순이다. 이는 『2014년 가구에너지소비 상설표본조사』 보고서(에너지경제연구원, 2014)에도 밝히듯이 조사의 어려움으로 1인 가구 비중이 적게 추출되었기 때문이다. 가구구성은 1인, 부부, 부부+자녀, 부모+부부+자녀, 기타 가구이며, 부부+자녀 가구가 50%로 가장 많고, 부모+부부+자녀 가구는 5%로 가장 낮다.

40대 가장이 가장 많았으며, 가구주가 대학이상의 학력을 가진 가구의 비율도 40% 이상을 차지한다. 무엇보다 전기장판이나 히터 등 전기보조난방기구를 가진 가구가 전체의 70% 이상으로 나타나 대부분의 가구가 전기 보조난방기구를 소유하고 있음을 알 수 있다.

37 정부정책과 과세율에 따라 아파트 면적은 18평 이하의 ‘국민주택’, 33평 이하의 ‘국민주택규모’, 33평 초과의 ‘민영주택’으로 구분되며(원두환·김형건, 2008), 전체 주택의 절반이 아파트임을 감안하여 주택면적을 3분 하였다.

<표 2-2> 설명변수의 기초통계량

	구분	설명변수		변수성격	평균	표준편차
지역	지역	서울	city1	더미	0.16	0.37
		광역시	city2	더미	0.29	0.46
		기타시도	city3	더미	0.55	0.50
주택 특성	주택형태	단독주택	hous1	더미	0.37	0.48
		다세대연립	hous2	더미	0.19	0.39
		아파트	hous3	더미	0.44	0.50
	주택면적	18평이하	wid_1	더미	0.21	0.41
		18~33평	wid_2	더미	0.65	0.48
		33평 초과	wid_3	더미	0.14	0.35
	건축연수	2000년 이후	byr_1	더미	0.24	0.41
		2000~1990	byr_2	더미	0.40	0.49
		1990~1980	byr_3	더미	0.17	0.38
		1980~1970	byr_4	더미	0.10	0.30
		1970년이전	byr_5	더미	0.08	0.28
가구 일반 특성	소유형태	자가	own1	더미	0.73	0.45
		전세	own2	더미	0.21	0.41
		월세	own3	더미	0.05	0.21
	월평균	100만원미만	inc_1	더미	0.14	0.34
		100~200	inc_2	더미	0.14	0.35
		200~300	inc_3	더미	0.25	0.43
		300~400	inc_4	더미	0.20	0.40
		400~500	inc_5	더미	0.14	0.35
		500~600	inc_6	더미	0.08	0.27
		600이상	inc_7	더미	0.05	0.22
	주소득원	정부보조금	incs4	더미	0.02	0.15
	가구원수	1인 가구	n1	더미	0.13	0.33
		2인 가구	n2	더미	0.28	0.45
		3인 가구	n3	더미	0.20	0.40
		4인 가구	n4	더미	0.31	0.46
		5인 가구	n5	더미	0.07	0.26
		6인이상 가구	n6	더미	0.01	0.12
	가구주 연령	60대이상	head_1	더미	0.23	0.42
		50대	head_2	더미	0.28	0.45
		40대	head_3	더미	0.31	0.46
		30대	head_4	더미	0.16	0.37
		20대	head_5	더미	0.03	0.16
	학력	대학이상	uni	더미	0.41	0.49
	보조난방	전기보조난방	sub_e	더미	0.74	0.44

2.4. 분석결과

2.4.1. 난방방식 선택의 결정요인 분석

우선 Hausman Test를 통해 다항로짓의 전제인 IIA(Independence from Irrelevant Alternatives) 가정을 검증한 바 IIA 가정을 기각하지 못해 다항로짓의 적용이 가능하다(<부록 2-3> 참조).

<표 2-3>은 난방방식별로 구분한 주택의 선택에 대한 가구 특성변수의 한계효과(marginal effect)이다. 다항로짓(multinomial logit)은 비선형이어서 기준대안에 비례해 해석해야 하므로 계수 해석이 용이하지 않다. 따라서 설명변수 한 단위 증가 시의 선택확률에 대한 한계효과³⁸를 보면 보다 분명한 의미를 알 수 있다. 다항로짓으로 추정된 계수(coefficient)는 <부록 2-4>에 수록하였고 기준대안은 도시가스 사용 주택이다.

특정 난방방식의 주택을 선택할 때 효용이 높다는 것은 선택확률이 커짐을 의미하므로 결국 특정 난방방식 주택의 선택확률에 미치는 영향을 나타낸다. 심야전기 이용 주택은 어느 변수도 유의하지 않았다. 그러나 연탄·등유·프로판가스·도시가스 이용 주택의 선택확률에 대한 한계효과를 보면, 해당 주택 선택에 있어 지역과 주택형태, 건축년수가 가장 큰 영향을 미치는 것으로 보인다.

우선 전체의 60% 이상인 도시가스 사용 주택을 선택한 가구들의 특성을 보면, 일반적으로 예상하듯 서울, 아파트에, 최근에 지어진 주택에 거주하는, 가구주가 대학이상의 학력자이며 부부와 자녀로 구성된 가구

38 한계효과는 설명변수 1단위 변화가 난방방식 선택확률에 미치는 영향이므로 건축년수, 가구주연령, 가구소득 등 일부변수는 순서형 변수로 전환하였다.

에서 도시가스 이용 주택 선택확률이 높은 것으로 나타났다. 부부+자녀 가구의 경우 어떤 난방방식보다도 도시가스 보일러를 이용하는 주택의 선택확률이 높은데, 이는 유자녀 가구에서 열 및 온수이용의 편리성이 효용에 큰 영향을 미치거나, 자녀가 있는 젊은 세대들은 주로 도시가스가 공급되는 도심지의 아파트에 거주하기 때문으로 보인다. 다만 소득의 영향은 유의하지 않았는데 도시 주택의 대부분이 소득에 상관없이 도시가스 보일러를 이용하기 때문인 것으로 판단된다.

도시가스 다음으로 많이 사용되며 도시가스가 난입되지 않는 지역의 주 난방수단이라고 할 수 있는 등유 보일러 주택의 경우, 지역·주택형태·건축연수 등 여러 항목에서 도시가스와 반대의 부호를 보여준다. 도시가스 주택의 경우 서울 이외의 지역에서 선택확률이 감소했으나 등유 주택은 광역시와 기타시도로 갈수록 선택확률이 증가한다. 도시가스 주택이 연립·다세대에서의 확률이 가장 낮았던 것에 반해 등유 주택은 연립·다세대의 확률이 가장 높다. 오래전에 지어진 주택일수록 도시가스 이용 주택일 확률은 낮아지지만, 등유 주택일 확률은 오히려 증가하는 정반대의 양상을 보인다. 이 밖에도 한계효과가 두 난방방식 주택 모두에서 유의한 것은 아니지만 부호가 정반대로 나타나는 항목이 많다. 면적과 소득, 주 소득원이 보조금인 가구 여부에 따라 도시가스 주택에 거주할 확률과 등유 주택에 거주할 확률의 방향이 정반대로 나타난다. 또한 부부와 자녀로 구성된 가구의 경우 도시가스 주택의 거주 확률이 높아지지만 등유 주택 거주 확률은 감소하고, 가구주가 대학이상 학력자인 경우 도시가스 주택 확률은 증가하나 등유 주택 확률은 낮아진다.

이러한 결과를 통해 등유 보일러 주택과 도시가스 보일러 주택에 거주하는 가구들의 특성이 확연히 다를 수 있으며 이러한 차이는 주거에너지 정책수립 시에 고려되어야 할 것으로 생각된다.

<표 2-3> 가구특성의 난방방식 선택에 대한 한계 효과

설명변수	연탄	등유	프로판가스	도시가스
지역 (서울) 광역시	-0.057*** (0.015)	0.156*** (0.020)	0.007 (0.008)	-0.129*** (0.022)
기타시도	-0.020 (0.016)	0.199*** (0.019)	0.106*** (0.011)	-0.344*** (0.021)
주택 (아파트) 형태 연립	0.075*** (0.008)	0.306*** (0.020)	-0.045*** (0.016)	-0.443*** (0.021)
단독	0.029*** (0.008)	0.210*** (0.022)	-0.062*** (0.016)	-0.206*** (0.023)
거주 (자가) 형태 전세	-0.025*** (0.009)	0.019 (0.019)	-0.013 (0.013)	0.031* (0.017)
월세	0.007 (0.021)	-0.062* (0.032)	0.042 (0.031)	-0.028 (0.033)
기타	0.034 (0.064)	0.037 (0.077)	-0.005 (0.038)	-0.025 (18.704)
주택면적	-0.001*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.001*** (0.001)	-0.001 (0.001)
건축년수	0.022*** (0.003)	0.041*** (0.006)	0.023 (0.005)	-0.075*** (0.006)
월평균소득	0.012*** (0.003)	-0.020*** (0.006)	-0.011** (0.004)	0.007 (0.006)
주소득원_보조금	0.042** (0.018)	0.036 (0.043)	0.004 (0.027)	-0.089** (0.045)
가구 (1인) 구성 부부	0.013 (0.012)	-0.003 (0.024)	-0.028* (0.017)	0.019 (0.025)
부부+자녀	-0.006 (0.013)	-0.035 (0.025)	-0.017 (0.019)	0.078*** (0.025)
부모+부부+자녀	-0.027* (0.015)	0.014 (0.039)	-0.019 (0.029)	0.045 (0.038)
기타	0.001 (0.017)	0.031 (0.034)	-0.044** (0.021)	0.027 (0.033)
가구주연령	0.002 (0.004)	-0.003 (0.008)	0.000 (0.005)	-0.003 (0.007)
대학이상	-0.001 (0.011)	-0.027 (0.020)	0.004 (0.014)	0.042** (0.017)

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

주 : () 괄호 안은 표준오차.

심야전기는 설명변수의 계수가 유의하지 않아 수록하지 않음.

프로판가스 보일러는 등유 보일러에 비해 열효율이 높고 그을음이 적어 80년대 중반 수입된 이후 잠시 등유 보일러를 대체하는 현상을 보였으나(오승호, 2001). 그러나 <그림 2-1>의 가정부문 에너지원 점유비율 추이에서 나타나듯 프로판가스의 높은 가격으로 점차 비중이 감소하고 있다. 프로판가스 보일러 매립 주택에 거주하는 가구들은 기타시도의, 면적이 넓은, 아파트에서 거주하는 가구들의 선택확률이 높으나, 소득이 증가할수록 확률은 낮아지는 것으로 나타났다. 즉, 프로판가스는 도시가스 난입이 안되는 지역의 공동주택에서 이용되고 있는 것으로 보인다.

연탄이용 주택의 선택확률을 보면, 서울에 비해 광역시가 높고, 연립·다세대와 단독주택에서의 선택이 많으며 면적이 적을수록, 지어진 지 오래된 주택이고 가구의 주소득원이 정부보조금인 경우 선택확률이 높았다. 또한 소득이 증가할수록 선택확률이 높아지는 것으로 분석되었다. <그림 2-1>의 가정부문 에너지원별 소비비중에서도 2006년 이후 연탄 소비 점유율이 증가하였으며 이는 프로판가스의 점유율이 감소하는 것과는 상반된 모습을 보인다³⁹. 특히 등유와 프로판가스의 경우에는 소득이 증가함에 따라 선택확률이 낮아지고 있어 대비된다.

연탄의 경우, 소득이 높아질수록 연탄 사용확률이 높다는 결과와 반대로 정부보조금이 주 소득원인 빈곤층에서의 선택도 높은 것으로 나타나 소득을 중심으로 상충된 결과를 보이므로 면밀한 분석이 요구된다.

우선 소득에 따른 난방방식 선택양상을 보기 위해 <표 2-4>에서는 100만 원 단위의 월평균소득 구간마다 난방방식 선택확률을 추정하였다. 연탄의 경우 600만 원이상 가구집단을 제외하고는 소득이 높아질수록 선택확률이 높으며, 심야전기의 경우에도 유의하지는 않지만 소득구간이 증가함에 따라 선택확률이 증가하고 있다. 반면 등유와 프로판가

39 “고유가 시대, 연탄보일러 부활하나”(헤럴드 경제, 2014. 9. 18)

스 난방은 저소득구간에서 선택확률이 높고 200~300만 원 소득구간을 기점으로 소득이 증가할수록 선택이 낮아지는 것으로 나타났다.

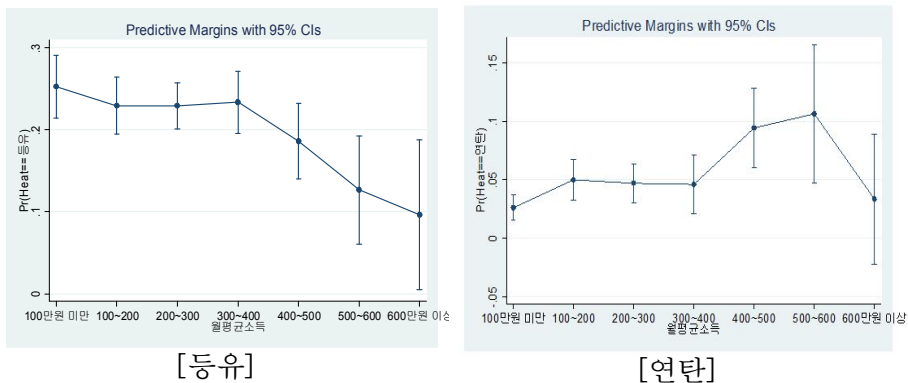
즉, 100만 원 미만 가구의 연탄 선택확률은 2%에 불과하나 500~600만 원 소득구간에 이르면 11%에 달하고, 100만원 미만에서 26%인 등유 점유율은 점점 감소하여 500~600만 원 소득에서 등유와 연탄은 동일한 선택확률을 갖는다. <그림 2-4>는 소득증가에 따라 등유 보일러의 선택 확률은 낮아지고 연탄의 선택확률은 높아지는 대비를 잘 보여준다.

<표 2-4> 각 소득구간별 연료선택 확률

구 분	연탄	등유	프로판가스	도시가스	심야전기
100만원미만	0.02***	0.26***	0.08***	0.62***	0.02
100~200	0.05***	0.23***	0.09***	0.60***	0.02
200~300	0.05***	0.22***	0.08***	0.59***	0.06
300~400	0.05***	0.22***	0.05***	0.62***	0.06
400~500	0.10***	0.18***	0.05***	0.59***	0.08
500~600	0.11***	0.11***	0.04**	0.67***	0.07
600만원이상	0.04	0.08**	0.01	0.71***	0.16

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<그림 2-4> 소득증가에 따른 등유와 연탄의 선택확률 변화



이러한 현상은 연료별 상대가격 차이와 관련된 것으로 생각된다. <표 2-5>와 같이 2012년 열량당 에너지 가격을 비교해보면 도시가스를 1이라 할 때 심야전기는 이와 비슷하고⁴⁰ 연탄은 절반이하인 반면, 등유와 프로판가스 가격은 도시가스의 2배 이상임을 알 수 있다.

<표 2-5> 연료별 가격 비교

구 분	도시가스 (m^3)	등유 (l)	프로판가스 (kg)	연탄 (장)	심야전기 (kwh)
열량(kcal) ^{주1)}	10,430	8,790	12,050	16,200	860
단가(원) ^{주2)}	815.78	1394.1	2105.9	500 ^{주3)}	66.7
유효열량(원/천kcal)	78	159	175	31	78
도시가스 가격 대비	1.00	2.03	2.23	0.39	0.99

주 1) IPCC 및 에너지관리공단의 열량환산표 기준.

2) 에너지통계연보(2013)의 전국 대표가격임.

3) 연탄 판매가격에 지역마다 다른 배달료가 부과되어 실제 가격은 이보다 높음.

한편 정부보조금이 주 소득원인 가구(이하 ‘수급가구’)의 경우 일반에 비해 연탄 선택확률이 높아지는 것으로 분석되어 취약계층의 연탄 선택확률도 높게 나타났다. 따라서 수급자의 연탄 선택효과가 소득수준이 비슷한 최저소득층의 선택 경향인지 아니면 정부정책 등의 효과인지에 대한 분석이 필요하다.

2012년 4인기준 현금급여비는 1,224,457원인데, 수급가구의 경우 4인 이상 가구가 적어 대부분 가구의 급여비는 120만 원이하일 것으로 예상된다. 따라서 <표 2-6>은 수급가구와 비슷한 소득그룹인 100만 원 미만 가구와의 난방방식 선택확률을 추정해 비교하였다. 모든 추정치가

40 조영탁·김창섭 (2008)은 심야전기의 경우 설치비가 비싸 심야전기 제도가 시행된 이후에도 점유율이 늘지 않았으나 2000년 이후 설치비를 포함한 운영비용이 등유에 비해 상대적으로 저렴해지면서 심야전기의 수요가 증가하였다고 설명한다.

1% 수준에서 유의한 가운데 수급가구의 연탄 및 심야전기 선택확률이 최저소득가구에 비해 높다. 최저소득가구의 연탄 선택률은 2.4%인데 반해 수급가구의 선택률은 11%이고, 심야전기의 선택확률은 수급가구가 5%로 최저소득가구의 1.6%에 비해 높았다. 이와 반대로 도시가스과 등유, 프로판 가스의 선택비율은 수급가구가 최저소득 가구에 비해 낮았다.

따라서 수급가구에 대한 전기료 할인 및 연탄쿠폰 지급, 지자체의 연탄보일러 교체 등의 에너지복지 프로그램이 난방방식 선택에 유의한 영향을 미치는 것으로 판단된다.

<표 2-6> 수급가구와 최저소득가구의 난방방식 선택확률 추정

구 분	정부보조금 수급가구	100만원 미만 소득 가구
연 탄	0.107***	0.024***
등 유	0.239***	0.261***
프 로 판	0.071***	0.076***
도 시 가 스	0.533***	0.622***
심 야 전 기	0.050***	0.016***

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2.4.2. 난방에너지 소비량 결정요인 분석

<표 2-7>은 로그를 취한 난방에너지 소비열량의 결정요인 분석결과로 일반회귀분석(OLS)과 Train (1986)의 도구변수법(IV) 결과를 제시하였다. 모든 자료를 포함하여 하나의 수요함수를 추정할 시 OLS는 상관성을 고려하지 않고 모든 변수가 독립임을 가정할 때의 결과라면, 도구변수법(IV)은 OLS에서는 더미변수로 삽입되는 난방방식 변수를 난방방식 선택확률(P)로 대체함으로써 난방방식의 내생성을 통제한 모형이다.

일반회귀분석(OLS)과 도구변수법(IV)의 결과는 여타 계수에서는 크게 다르지 않으나 난방방식의 효과에서 상당한 차이를 보였으며, OLS 모형에서와 달리 IV모형에서는 전기보조난방을 할 경우 에너지소비가 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 난방방식과 다른 변수들간의 상관성이 있음을 확인할 수 있다.

IV모형을 기준으로 결과를 살펴보자. 주택형태를 보면 아파트에 비해 연립·다세대와 단독주택에서 소비가 증가하므로 단열상태 등 건물의 열효율이 난방에너지에 중요한 영향을 미침을 알 수 있다.

중속변수가 소비량의 로그값이고 설명변수가 더미 또는 순서형 변수이므로 설명변수 1단위 증가 시 소비량의 변화율로 해석된다. 33평초과 주택은 18평이하 주택에 비해 주택면적이 2배 이상이나 오직 19%의 난방에너지 소비가 증가한다. 또한 1인 가구에 비해 3인 가구는 15%, 6인 가구는 20%의 소비량이 증가하여 가구원수 및 주택면적 증가에 따른 규모효과가 상당하므로 앞으로 1인 가구증가가 주거에너지 소비증가의 큰 문제임을 알 수 있다.

<표 2-7> 난방에너지 소비량 결정요인 분석_IV모형

설 명 변 수		OLS		IV(Train)	
		계수	표준편차	계수	표준편차
지역	(서울)				
	광역시	-0.084**	0.034	-0.048	0.040
	기타시도	0.006	0.033	0.084	0.051
주택 형태	(아파트)				
	단독주택	0.086***	0.031	0.148**	0.061
	연립다세대	0.062**	0.030	0.099**	0.042
주택 면적	(18평이하)				
	18~33	0.033	0.028	0.030	0.032
	33평초과	0.176***	0.040	0.191***	0.045
건축년수		0.003	0.011	-0.029	0.017
자가소유		0.037	0.024	0.040	0.026
ln 소득		0.192***	0.019	0.165***	0.023
주소득-보조금		-0.147**	0.072	-0.150*	0.081
가 구 원 수	(1인)				
	2인	0.067*	0.037	0.060	0.041
	3인	0.139***	0.042	0.141***	0.047
	4인	0.145***	0.041	0.129***	0.046
	5인	0.140***	0.053	0.088	0.060
	6인	0.158*	0.095	0.218**	0.105
가 구 주 연 령	(60대)				
	50대	-0.031	0.033	-0.021	0.037
	40대	0.016	0.035	0.018	0.038
	30대	-0.032	0.039	-0.031	0.043
	20대	-0.032	0.069	-0.058	0.077
대학이상 학력		0.043*	0.026	0.042	0.029
전기보조난방		-0.033	0.024	-0.064**	0.026
난방 방식	(도시가스)				
	연탄	0.588***	0.057	0.550***	0.199
	등유	-0.014	0.033	-0.316**	0.132
	프로판	-0.718***	0.044	-1.053***	0.245
	심야전기	0.397***	0.058	0.618***	0.207
상수항		7.729***	0.110	8.019***	0.152
R^2		0.309		0.175	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

소득탄력성⁴¹은 0.165로 비탄력적이며 주소득원이 정부보조금이거나 전기로 보조난방을 한다고 응답한 가구는 난방에너지 소비가 감소하였다. 그러나 가구주의 연령이나 학력은 유의한 영향을 보이지 않았다.

특정 난방방식의 주택을 선택함에 있어 지역과 주택특성(형태 및 건축년수), 소득수준의 영향이 큰 것에 반해 난방에너지 소비량에서는 주택형태 외에는 지역이나 건축년수로 인한 영향은 유의하지 않았고 다른 인자보다도 난방방식이 가장 큰 효과를 미치는 것으로 나타났다.

연탄과 심야전기를 사용하는 가구의 난방에너지 소비열량은 도시가스 가구에 비해 높은 반면, 프로판가스 사용가구는 큰 폭으로 감소하여 난방방식에 따라 난방에너지 소비행태의 차이가 큰 것으로 판단된다.

난방에너지 소비 변량의 상당부분이 난방방식으로부터 기인하는 것으로 보이므로 <표 2-8>과 같이 귀무가설을 설정하고 가설을 검정하였다. 난방방식이 난방에너지 소비행태에 영향을 미치지 않는다는 귀무가설은 대부분 1% 유의수준에서 기각되어 난방방식의 효과가 통계적으로도 의미가 있음을 알 수 있다.

<표 2-8> 난방방식 선택확률 변수의 검정결과

귀 무 가 설	F_값	P_값
$H_0: \beta_{\text{연탄}} = 0$	$F(1,2368) = 7.68$	0.006
$H_0: \beta_{\text{등유}} = 0$	$F(1,2368) = 5.70$	0.017
$H_0: \beta_{\text{프로판가스}} = 0$	$F(1,2368) = 18.51$	0.000
$H_0: \beta_{\text{심야전기}} = 0$	$F(1,2368) = 8.90$	0.003
$H_0: \beta_{\text{연탄}} = \beta_{\text{등유}} = \beta_{\text{프로판}} = \beta_{\text{심야전기}} = 0$	$F(4,2368) = 14.97$	0.000

41 원자료에서 소득은 구간별 지표이나 본 분석에서는 소득탄력성을 구하기 위해 구간별 대푯값을 이용해 연속변수로 전환하였다.

다음 <표 2-9>는 Dubin and McFadden (1984) 모형에 의한 난방에너지 소비량의 결정요인 분석결과이다. Train의 IV 모형은 추정이 쉽고 해석이 용이하다는 장점이 있으나, 선택대안에 따라 설명변수들이 미치는 영향의 방향이 다른 경우 이를 파악하기 어렵다. 반면 DM 모형은 선택대안별 효과를 좀 더 면밀히 살펴볼 수 있을 뿐만 아니라 선택수정향을 통해 대안간 상관성 및 역학관계를 파악할 수 있다는 장점이 있다.

점유율이 가장 높은 도시가스 사용가구들에서 유효한 가구 특성변수들이 다수 나타났는데, 다양한 가구들이 도시가스를 사용하는 만큼 가구 특성에 따라 소비행태에 차이를 보인다. 아파트에 비해 연립·다세대와 단독주택은 소비 열량이 증가하므로 주택의 단열도가 난방에너지 소비에 미치는 영향 정도를 알 수 있다. 18평이하 주택에 비해 33평초과 주택은 에너지 소비가 증가하고, 가구원수가 늘어날수록 에너지 소비가 증가해 주택면적 및 가구원수에 따른 규모효과를 보여준다.

그러나 도시가스 난방 이외의 가구에서, 난방에너지 소비는 난방방식과의 상관성을 의미하는 선택수정향과 주택면적 및 가구원수 외에는 가구 특성변수가 유의하지 않다. 따라서 한번 난방방식이 정해지면 난방에너지는 주택면적과 가구원수에 따라 증가하는 것으로 보인다.

유의한 설명변수들의 효과를 주택의 난방방식에 따라 비교해 보자. 지역적으로 연탄 가구는 기타시도에서 소비량이 많은 반면, 등유 가구는 서울의 소비량이 높게 나타났다. 도시가스 사용이 일반적인 서울에서, 연탄 사용가구는 주로 저소득 계층이므로 소비가 적은 것으로 생각된다. 반대로 기타시도에서는 등유 난방이 보편적이고 대부분의 가구가 1~2인의 노인가구로 추정되는 반면, 서울의 등유 가구는 도시가스가 난입되지 않는 단독주택에 이용되는 만큼 상대적으로 주택면적도 넓고 가구원수도 많기 때문에 소비량이 많을 것으로 판단된다.

<표 2-9> 난방에너지 소비량 결정요인 분석_DM 모형

설 명 변 수		연탄	등유	프로판가스	도시가스	심야전기
지역	(서울)					
	광역시	0.22	-0.21	-0.28	0.04	-0.49
	기타시도	0.50 ***	-0.30 *	0.91	0.09	0.00
주택 형태	(아파트)					
	단독주택	0.00	0.05	0.68	0.27 ***	-0.26
	연립다세대	-0.18	0.14	0.24	0.20 ***	0.00
주택 면적	(18평이하)					
	18~33	-0.11	0.05	-0.11	0.07	-0.08
	33평초과	0.10	-0.01	0.44 **	0.19 ***	0.79 *
건축년수		0.08	-0.04	0.10	0.03	0.11
자가소유		0.00	-0.06	-0.05	0.05	-0.20
ln_소득		0.11	0.03	0.12	0.26 ***	-0.10
주소득원-보조금		-0.14	-0.16	0.22	-0.16	-0.82
가 구 원 수	(1인)					
	2인	0.04	0.12 **	0.01	0.11	-0.08
	3인	0.08	0.17 ***	0.06	0.19 **	0.05
	4인	0.07	0.18 ***	0.27	0.16 **	0.24
	5인	-0.25	0.18 **	-0.08	0.20 **	0.77 *
	6인	-0.06	0.24	0.00	0.24 **	0.05
가 구 주 연 령	(60대)					
	50대	-0.03	0.01	-0.20	-0.02	0.21
	40대	-0.09	0.02	-0.27	0.03	0.14
	30대	0.00	0.12 **	-0.21	-0.06	0.02
선택 수정	20대	-0.13	-0.01	-0.32	0.00	-0.11
	대학이상학력	0.04	0.06	0.14	0.00	0.42
	전기보조난방	-0.03	0.05	0.06	-0.05 *	-0.02
	연탄		-0.07	0.11	-0.30	-0.88
	등유	0.44		-0.56	0.73 ***	-2.65 ***
상수항	프로판	0.36	-0.24		-0.34 *	4.26 ***
	도시가스	-0.58	0.31	-1.09 *		-0.41
	심야전기	-0.20	-0.12	1.29 ***	-0.16	
상수항		8.52 ***	8.82 ***	4.86 ***	7.20 ***	9.48 ***

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

주택면적이 증가함에 따라 난방에너지 소비량도 증가하나 그 규모는 난방방식별로 다른데, 도시가스 사용가구의 경우 33평초과 주택에서의 난방에너지 소비는 18평이하 주택에 비해 오직 20%가 증가하는 데 반해 프로판가스 가구의 경우 44%가 증가하고, 심야전기 가구에서는 거의 80%가 증가하는 것으로 나타났다. 주택면적 증가에 따른 소비열량 증가는 주택의 단열도 및 가구의 에너지 비용에 대한 민감도와 소득 등 여러 요인과 연관되어 있어서 이를 추측하는 것이 쉽지 않으나 이를 통해 심야전기 가구의 높은 난방선호를 짐작할 수 있다.

소득탄력성은 도시가스에서만 유효하게 나타났으며 0.26으로 비탄력적이다. 이는 난방에너지가 필수재이며 실내온도는 무조건 높다고 좋은 것이 아니라 사람들이 편안하게 느끼는 온도 수준이 있어서 소득에 크게 영향을 받지 않기 때문인 것으로 생각된다.

유의한 가구 특성변수들이 많지 않은 상태에서 다수의 선택수정향이 유의하므로 난방방식 선택에서의 관찰되지 않은 선호가 전기 소비량에 미치는 영향이 상당하다는 것을 보여주는 한편, 난방방식이 한번 결정되면 난방에너지는 가구의 특성에 따라 소비행태가 달라진다고보다는 난방방식마다 일정한 소비패턴이 있음을 의미할 수도 있다. 그러나 선택수정향은 난방방식 선택의 교란항, 즉 관찰이 어려운 선호와의 상관성을 의미하는 만큼 해석이 쉽지 않다. 난방방식 선택에서의 관찰되지 않은 특성이란 실내온도 설정 등 열에 대한 선호(난방 요구량), 조작의 편리성이나 안전성을 의미하기도 하고, 난방방식별 연료가격의 차이로 인한 가격민감도를 뜻하기도 하므로 결과 해석에 주의를 요한다.

1% 수준에서 유의한 선택수정향을 보자. 등유 사용확률이 높은 가구가 도시가스를 사용하게 될 경우에는 소비열량이 증가하는 반면 심야전기를 사용하는 경우에는 감소하는 것으로 나타났다. 이는 도시가스의

저렴함과 편리성으로 난방에너지 소비가 늘어나는 한편, 등유 선택확률이 높을 것으로 예상되는 노인가구들은 낮 동안 주택에 머무는 시간이 많아 심야전기 소비는 상대적으로 많지 않기 때문으로 판단된다.

심야전기와 프로판가스 사용 가구 간 소비의 역학관계도 흥미롭다. 프로판가스 보일러 주택을 선택할 확률이 높은 가구가 심야전기 보일러를 이용하게 되면 난방에너지 소비량이 큰 폭으로 증가하는 것으로 나타났다. 심야전기는 프로판가스에 비해 상대적으로 연료비가 저렴하므로 프로판가스 사용가구의 난방에 대한 효용이 낮다기보다는 가격에 매우 민감한 것으로 보인다. 그러나 심야전기 주택 선택확률이 높은 가구가 프로판가스 보일러를 사용하면 프로판가스의 높은 가격에도 불구하고 소비량이 증가하여 심야전기 사용가구의 난방에 대한 높은 효용 및 가격에 대한 낮은 민감성을 의미하는 것으로 판단된다.

선택수정항의 효과가 큰 만큼 이들의 통계적 유의성을 검증하여 <부록 2-5>에 수록하였다. 프로판가스·도시가스·심야전기의 경우 선택수정항의 효과가 없다는 귀무가설을 기각하여⁴² 주택 및 난방방식 선택과 난방연료 소비에 상관성이 있음을 알 수 있다.

모든 상수항이 유의하게 나타났으므로 대안선택별 기준집단의 필수 난방에너지 소비량을 비교해볼 수 있다. 프로판가스 사용가구의 난방에너지 소비량이 가장 적고, 심야전기 사용가구의 소비량이 가장 크게 나타났다. 심야전기 가구의 난방요구량이 높음이 일관되게 나타나고 있으며 이렇게 높은 난방 선호가 심야전기의 비싼 초기 투자비⁴³를 감내하는 적극적인 난방방식 전환으로 나타난 것으로 보인다.

42 이산연속선택모형의 경우 이산선택과 연속선택 함수의 결합모형이므로 검정통계량은 χ^2 값을 갖는다.

43 조영탁·김창섭(2008)에 따르면 2007년 기준 32평 주택의 등유 보일러 설비비는 50만원인 반면, 심야전기 보일러는 설비비 410만원과 함께 배전 공사비 288만원의 비용이 든다고 하였다.

2.5. 결론

우리나라는 온돌문화라는 중앙난방시스템으로 보일러의 결정이 한 가구의 주 난방연료를 결정하게 되고, 이러한 난방방식은 주택에 매립되어 있고 내구연한이 길어 교체가 어려우므로 에너지 소비가 난방방식에 종속된다.

주택의 선택에 있어 난방방식이 중요한 부분을 차지하므로 주택 선택 시 소비자의 난방방식에 대한 선호가 반영되기도 하고, 난방방식의 특성은 가구의 에너지 소비행태에도 영향을 미치므로 난방방식이 에너지 소비에 미치는 영향은 더욱 커질 수 있다. 그러나 난방방식의 중요성에도 불구하고 난방방식의 파악이 어렵다는 자료의 한계로 인해 이에 대한 연구는 많지 않다.

1970년대 이후 우리나라 가구들의 주 난방방식은 정부정책 및 사회 변화에 따라 급변하여 왔으나 2000년 중반 이후 도시가스 점유율이 가장 높은 가운데 등유와 프로판가스, 연탄, 심야전기 등의 소비 점유율이 안정적으로 유지되고 있다. 또한 향후 신규주택 보급이 많지 않을 것으로 예상되므로 주거에너지 정책도 신규주택보다는 기존의 주택에 맞추어져야 할 것으로 보인다. 따라서 기존 주택들의 소비행태를 이해함에 있어 난방방식에 따른 가구들의 소비행태를 파악하는 것은 유용한 정보를 제공할 수 있다.

본고는 난방방식에 따라 주택을 구분하고, 이러한 주택을 선택한 가구들 간 유의한 차이가 있는지를 다항로짓을 이용해 분석하였다. 또한 주택의 선택으로 인해 난방방식이 결정되고, 난방방식과 에너지 소비 간에는 상관성이 있을 것이므로 난방방식의 내생성 및 선택편이를 통제

한 이산연속선택 방법으로 난방에너지 소비량의 결정요인을 분석하였다. 분석결과는 다음 몇 가지로 요약된다.

첫째, 특정 난방방식의 주택을 선택한 가구들 간의 다른 특성이 감지되었으며, 가구가 특정 난방방식을 선택 또는 유지함은 에너지 가격 및 에너지복지 정책 등의 상황에 민감히 반응한 결과로 보인다.

둘째, 특정 난방방식의 주택 선택 시에는 지역과 주택형태, 건축년도의 특성이 영향을 미치나 주택의 선택으로 난방방식이 주어진 상태에서는 가구의 일반적 특성이 영향을 미치기보다는 난방방식의 특성 및 가구의 선호에 의해 내생적으로 발생한 소비가 많은 부분을 설명하는 것으로 판단된다. 따라서 난방방식과 소비의 내생성을 통제하지 않으면 에너지 소비에서 가구특성의 효과가 과대평가될 수 있음을 알 수 있다.

셋째, 선택수정항을 통해 난방열에 대한 선호를 간접적으로 파악할 수 있는데, 심야전기 사용가구의 열 선호가 가장 높고 프로판가스 사용가구의 열 선호는 낮은 것으로 보인다. 도시가스 접근이 어려운 지역의 일반적 연료가 등유인데 반해, 심야전기 사용 가구는 별도의 공사와 설치비를 부담하여 난방방식을 교체한 만큼 난방열에 높은 선호를 가질 것이므로 최근 심야전기 소비의 증가 현상을 잘 반영하는 것으로 보인다.

본고는 난방방식 선택과 에너지 소비량을 분석하면서 관찰이 어려운 가구들의 선호를 파악함에 의의를 갖는다. 선호란 눈에 보이는 것도 아니고 정교하게 측정할 수도 있는 것도 아니어서 간과되기 쉽다. 그러나 주거에너지 소비가 난방방식에 종속되고 난방방식에 따라 특별한 소비패턴이 있다는 것은 향후 주거에너지 정책에서 가구의 난방방식이 중요하게 다루어져야 함을 의미한다.

에너지 정책에 있어 수요관리가 중요해지고 있으므로 난방방식에 따

라 구분되는 가구들의 선호를 파악함은 수요관리 연구의 첫 걸음이라 할 수 있다. 그리고 가구의 이러한 선호는 에너지 소비 전반에 걸친 의사결정 속에서 일관적으로 유지될 것이므로 주거에너지에 대한 정책수립 및 연구에서 가구의 선호 및 난방방식이 고려되어야 함을 시사한다.

본고에서는 난방방식 선택의 중요한 결정요인이라 할 수 있는 가격 자료를 이용하지 못하였고, 난방방식 선택에 대한 선호가 난방방식의 특성에 기인하는지 아니면 가구특성에 의한 선호인지를 구분하지 못한 한계가 있으므로 향후 연구에서는 이러한 부분이 다루어져야 할 것이다.

참고문헌 2

- 권오상·강혜정·서종석·조용빈, “소비자패널자료를 활용한 개별 소비자의 돈육 구입빈도, 구입부위 및 구입량 선택행위 분석”, 『농업경제연구』, 55(3), 2014: 47-74.
- 권오상·김용건·정재호, “이산연속선택모형을 이용한 친환경자동차에 대한 지원 정책이 에너지 소비와 CO2 배출에 미치는 영향 분석”, 『자원·환경경제연구』, 21(2), 2012: 237-269.
- 김현재, “서울시 아파트 매매 및 전세가격 결정요인의 분석”, 『부동산학보』, 22, 2003: 98-121.
- 김형건·원두환, “선택적 수정항을 적용한 운행거리에 대한 연구”, 『에너지경제연구』, 7(1), 2008: 155-173.
- 나인강, 『가정용 전력수요 행태변화 분석』, 에너지경제연구원, 1999.
- 산업통상자원부·에너지경제연구원, 『2014년 가구에너지소비 상설표본조사』, 2015.
- 에너지관리공단, “난방방식별 에너지 비용 지수 계산 비교”, 에너지관리공단, 2005.
- 오승호, “기름보일러를 대체하고 있는 가정용 가스보일러 시장”, NICE 신용평가, 2001.
- 원두환·김형건, “난방 방식에 따른 아파트 가격 변화 분석”, 『에너지경제연구』, 7(2), 2008: 75-101.

윤태연, 『난방방식에 따른 소비자 편익 추정에 관한 연구-사용 편리성을 중심으로』, 에너지경제연구원, 2014.

이성근·나인강, 『가정부문 용도별 에너지소비량 및 소급추정에 관한 연구』, 에너지경제연구원, 2010.

이봉진·정동열·이선·홍희기, “한국형 아파트의 난방에너지 분석 2: 난방방식에 따른 차이”, 『설비공학논문집』, 16(5), 2004: 459-467.

정한경·박광수·최도영·김수일·박용덕·노동석, 『에너지가격 정책 및 규제체계 개선연구』, 에너지경제연구원, 2007.

조영탁·김창섭, “정책 논문: 심야전력제도의 문제점과 개선 방향: 경제성, 환경성, 형평성 및 에너지 안보”, 『자원·환경경제연구』, 17(2), 2008: 419-457.

최도영·이양섭, “이산선택모형을 이용한 승용차 등급선택모형 추정”, 『에너지경제연구』, 4(2), 2005: 43-60.

최도영·이성근, 『에너지 세제개편이 승용차 연료 선택에 미치는 영향분석』, 에너지경제연구원, 2006.

최문선 외, 『분위회귀분석을 통한 가정부문 용도별 에너지소비량 분포 및 특성 분석』, 에너지경제연구원, 2013.

Baker, P., Blundell, R., Micklewright, J., “Modelling household energy expenditures using micro-data”, *The Economic Journal*, 1989: 720-738.

Berkowitz, M.K., Haines Jr, G.H., “A disaggregate model of residential heating mode choice: a multinomial probit modelling approach”, *Applied Economics*, 19(5), 1987: 581-596.

Bernard, J.T., Bolduc, D., Belanger, D., “Quebec residential electricity demand:

- a microeconomic approach”, *Canadian Journal of Economics*, 1996: 92-113.
- Bourguignon, F., Fournier, M., Gurgand, M., “Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte Carlo comparisons”, *Journal of Economic Surveys*, 21(1), 2007: 174-205.
- Cramer, J.C., Hackett, B., Craig, P.P., Vine, E., Levine, M., Dietz, T.M., Kowalczyk, D., “Structural-behavioral determinants of residential energy use: Summer electricity use in Davis”, *Energy*, 9(3), 1984:207-216.
- Dinan, T.M., Miranowski, J.A., “Estimating the implicit price of energy efficiency improvements in the residential housing market: A hedonic approach”, *Journal of Urban Economics*, 25(1), 1989: 52-67.
- Dubin, J.A., McFadden, D.L., “An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption”, *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1984: 345-362.
- Dahl, G.B., “Mobility and the return to education: Testing a Roy model with multiple markets”, *Econometrica: Journal of the econometric society*, 70(6), 2002: 2367-2420.
- Garbacz, C., “A model of residential demand for electricity using a national household sample”, *Energy Economics*, 5(2), 1983: 124-128.
- Gamtessa, S.F., “An explanation of residential energy-efficiency retrofit behavior in Canada”, *Energy and Buildings*, 57, 2013: 155-164.
- Halvorsen, R., Pollakowski, H.O., “Choice of functional form for hedonic price equations”, *Journal of urban economics*, 10(1), 1981: 37-49.

- Hanemann, W.M., "Discrete/continuous models of consumer demand", *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1984: 541-561.
- Heckman, J.J., "The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models", In *Annals of Economic and Social Measurement*, Volume 5, number 4, NBER. 1976: 475-492.
- Heckman, J.J., "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1979: 153-161.
- Hirst, E., Goeltz, R., Carney, J., "Residential energy use: analysis of disaggregate data", *Energy Economics*, 4(2), 1982: 74-82.
- Hutton, S., "Domestic fuel expenditure: An analysis of three national surveys", *Energy economics*, 6(1), 1984: 52-58.
- Laureti, T., Secondi, L., "Determinants of Households' Space Heating type and Expenditures in Italy", *International Journal of Environmental Research*, 6(4), 2012: 1025-1038.
- Lee, L.F., "Generalized econometric models with selectivity", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1983: 507-512.
- Liao, H.C., Chang, T.F., "Space-heating and water-heating energy demands of the aged in the US", *Energy Economics*, 24(3), 2002: 267-284.
- Maddala, G.S., *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge university press, 1983.
- Mansur, E.T., Mendelsohn, R., Morrison, W., "Climate change adaptation: A study of fuel choice and consumption in the US energy sector", *Journal of Environmental Economics and Management*, 55(2), 2008: 175-193.

- Mannering, F., Winston, C., "A dynamic empirical analysis of household vehicle ownership and utilization", *The RAND Journal of Economics*, 1985: 215-236.
- Michelsen, C.C., Madlener, R., "Homeowners' preferences for adopting innovative residential heating systems: A discrete choice analysis for Germany", *Energy Economics*, 34(5), 2012: 1271-1283.
- McFadden, D., "Conditional logit analysis of qualitative choice behavior", in P. Zarembka ed., *Frontiers in Economics*, Academic Press, 1974.
- Nesbakken, R., "Price sensitivity of residential energy consumption in Norway", *Energy economics*, 21(6), 1999: 493-515.
- Poyer, D.A., Williams, M., "Residential energy demand: additional empirical evidence by minority household type", *Energy Economics*, 15(2), 1993: 93-100.
- Quigley, J.M., Rubinfeld, D.L., "Unobservables in consumer choice: residential energy and the demand for comfort", *The Review of Economics and Statistics*, 1989: 416-425.
- Schmertmann, C.P., "Selectivity bias correction methods in polychotomous sample selection models", *Journal of Econometrics*, 60(1), 1994: 101-132.
- Steemers, K., Yun, G.Y., "Household energy consumption: a study of the role of occupants", *Building Research & Information*, 37(5-6), 2009: 625-637.
- Train, K., *Qualitative choice analysis: Theory, econometrics, and an application to automobile demand*, MIT press, 1986.

Vaage, K., "Heating technology and energy use: a discrete/continuous choice approach to Norwegian household energy demand", *Energy Economics*, 22(6), 2000: 649-666.

Wadud, Z., Noland, R.B., Graham, D.J., "A semiparametric model of household gasoline demand", *Energy Economics*, 32(1), 2010: 93-101.

<부록 2-1> 다항로짓과 조건부 로짓의 비교(Long, 1998)

J 개의 대안이 있다고 할 때 대안 j 를 선택한 개체 n 의 특성 z_{nj} 의 효과를 γ_n 라 하고, 대안특성 q_j 의 효과를 μ 라 하자. 이때 조건부 로짓 (Conditional Logit Model, CLM) 확률은 식(2-a)와 같이 표현된다.

$$\Pr(Y_n = j | q_j) = \frac{\exp(q_{nj}\mu)}{\sum_{k=1}^J \exp(q_{nk}\mu)} \quad (2-a)$$

그리고 다항로짓(Multinomial Logit Model, MNLM)의 선택확률은 아래의 식(2-b)와 같은데, 다항로짓 모형은 변수의 식별을 위해 기준대안을 설정하므로 기준대안 1의 계수 γ_1 은 0이다.

$$\Pr(Y_n = j | z_n) = \frac{\exp(z_n \gamma_j)}{\sum_{k=1}^J \exp(z_n \gamma_k)}, \quad \gamma_1 = 0 \quad (2-b)$$

설명의 편의를 위해 오직 하나의 설명변수 z_n 과 3개의 선택대안이 있다고 할 때 다항로짓 모형의 선택확률은 식(2-c)와 같다.

$$\Pr(Y_n = 1 | z_n) = \frac{1}{1 + \exp(\gamma_{20} + \gamma_{21}z_{n1}) + \exp(\gamma_{30} + \gamma_{31}z_{n1})} \quad (2-c)$$

$$\Pr(Y_n = 2 | z_n) = \frac{\exp(\gamma_{20} + \gamma_{21}z_{n1})}{1 + \exp(\gamma_{20} + \gamma_{21}z_{n1}) + \exp(\gamma_{30} + \gamma_{31}z_{n1})}$$

$$\Pr(Y_n = 3 | z_n) = \frac{\exp(\gamma_{30} + \gamma_{31}z_{n1})}{1 + \exp(\gamma_{20} + \gamma_{21}z_{n1}) + \exp(\gamma_{30} + \gamma_{31}z_{n1})}$$

이제 조건부 로짓모형으로 변환하기 위해 q 벡터를 설정한다. $\gamma_1 = 0$ 이므로 q_{i1} 은 0 벡터이다.

$$q_{n1} = (q_{n11} \ q_{n12} \ q_{n13} \ q_{n14}) = (0 \ 0 \ 0 \ 0) \quad (2-d)$$

$$q_{n2} = (q_{n21} \ q_{n22} \ q_{n23} \ q_{n24}) = (1 \ z_{n1} \ 0 \ 0)$$

$$q_{n3} = (q_{n31} \ q_{n32} \ q_{n33} \ q_{n34}) = (0 \ 0 \ 1 \ z_{n1})$$

대안특성 q 와 그 효과계수 벡터 $\mu = (\gamma_{20} \ \gamma_{21} \ \gamma_{30} \ \gamma_{31})$ 를 계산해보자.

$$q_{n1}\mu = (0 \times \gamma_{20}) + (0 \times \gamma_{21}) + (0 \times \gamma_{30}) + (0 \times \gamma_{31}) = 0 \quad (2-e)$$

$$q_{n2}\mu = (1 \times \gamma_{20}) + (z_{n1} \times \gamma_{21}) + (0 \times \gamma_{30}) + (0 \times \gamma_{31}) = \gamma_{20} + \gamma_{21}z_{n1}$$

$$q_{n3}\mu = (0 \times \gamma_{20}) + (0 \times \gamma_{21}) + (1 \times \gamma_{30}) + (z_{n1} \times \gamma_{31}) = \gamma_{30} + \gamma_{31}z_{n1}$$

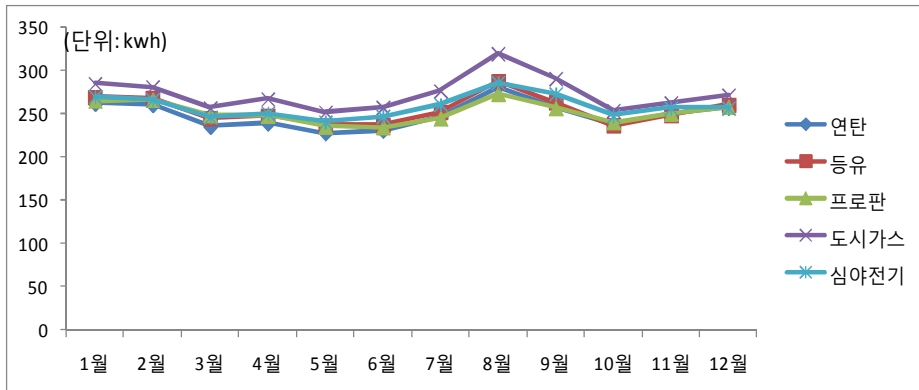
식(2-e) 값을 조건부 로짓 식(2-b)에 대입하면 아래의 식(2-f)가 된다. 결국 앞의 다항로짓 선택확률 식(2-c)와 같음을 알 수 있으며 그 역도 성립한다. 따라서 조건부 로짓에서의 대안특성 변수를 다항로짓에서 개인에 따라 변하는 변수로 설정하여도 무방함을 알 수 있다.

$$\Pr(Y_n = 1 | q_n) = \frac{\exp(q_{n1}\mu)}{\sum_{j=1}^J \exp(q_{nj}\mu)} = \frac{1}{1 + \exp(\gamma_{20} + \gamma_{21}z_{n1}) + \exp(\gamma_{30} + \gamma_{31}z_{n1})} \quad (2-f)$$

$$\Pr(Y_n = 2 | q_n) = \frac{\exp(q_{n2}\mu)}{\sum_{j=1}^J \exp(q_{nj}\mu)} = \frac{\exp(\gamma_{20} + \gamma_{21}z_{n1})}{1 + \exp(\gamma_{20} + \gamma_{21}z_{n1}) + \exp(\gamma_{30} + \gamma_{31}z_{n1})}$$

$$\Pr(Y_n = 3 | q_n) = \frac{\exp(q_{n3}\mu)}{\sum_{j=1}^J \exp(q_{nj}\mu)} = \frac{\exp(\gamma_{30} + \gamma_{31}z_{n1})}{1 + \exp(\gamma_{20} + \gamma_{21}z_{n1}) + \exp(\gamma_{30} + \gamma_{31}z_{n1})}$$

<부록 2-2> 난방방식별 월별 전기 소비량



<부록 2-3> IIA 가설 검정

구분	제외된 대안	P-value
Hausman 검정 1	연탄	0.5907
Hausman 검정 2	등유	1.0000
Hausman 검정 3	프로판가스	1.0000
Hausman 검정 4	심야전기	0.4412
Hausman 검정 5	도시가스	1.0000

<부록 2-4> 난방방식 선택의 결정요인 분석

구분		설 명 변 수	연탄	등유	프로판가스	심야전기
지 역	지역	(서울)				
		광역시	-0.99**	1.75***	1.18	16.02
		기타시도	1.68***	3.14***	4.21***	18.04
주 택 특 성	주택 형태	(아파트)				
		단독주택	18.03	3.46***	1.28***	19.30
		연립다세대	16.02	2.14***	-0.16	16.98
	주택 면적	(18평이하)				
		18~33평	-0.50*	0.01	-0.30	0.51
		33평초과	-0.06	0.31	0.90***	0.77
	건축 년도	(2000이후)				
		2000~1990	0.20	0.70***	0.64**	0.16
		1990~1980	1.19**	1.09***	1.40***	-0.16
		1980~1970	2.73***	1.91***	2.09***	0.37
		1970이전	4.13***	3.01***	3.19***	1.40***
가 구 일 반 특 성	자가소유		0.64*	0.14	0.19	0.19
	월소득	(100미만)				
		100~200	0.96**	0.22	0.43	0.25
		200~300	1.09**	0.36	0.39	1.60***
		300~400	0.87*	0.23	-0.30	1.33***
		400~500	2.05***	0.23	-0.11	2.03***
		500~600	1.67**	-0.63	-1.00*	1.44**
		600이상	-0.18	-1.33*	-2.30**	1.98**
	주소득_정부보조금		1.88***	0.90**	0.81	1.03
	가구 구성	(1인)				
		부부	0.03	-0.16	-0.64**	-0.25
		부부+자녀	-0.91**	-0.68***	-0.86***	-1.10**
		부부+부모+자녀	-1.50**	-0.27	-0.67	-0.74
		기타	-0.33	-0.08	-1.01**	-0.71
	가구주 연령	(60대)				
		50대	-0.31	-0.14	0.42	-0.26
		40대	0.58	-0.11	0.04	0.02
		30대	-0.35	-0.20	-0.12	-0.37
		20대	0.44	0.25	0.34	2.29***
	학력	대학이상	-0.49	-0.45**	-0.02	-0.93***
상수항			-21.92	-6.01***	-6.25***	-38.33
obs			2,394			
log likelihood			-1642.57			
Pseudo R^2			0.3754			

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<부록 2-5> 선택수정 항 검정결과

귀 무 가 설	연탄	등유	프로판	도시가스	심야전기
$H_0 : \beta_{\text{연탄}} = 0$		$\chi^2_{(1)}=0.12$ (0.72)	$\chi^2_{(1)}=0.66$ (0.81)	$\chi^2_{(1)}=2.05$ (0.15)	$\chi^2_{(1)}=0.91$ (0.34)
$H_0 : \beta_{\text{등유}} = 0$	$\chi^2_{(1)}=1.27$ (0.26)		$\chi^2_{(1)}=1.03$ (0.31)	$\chi^2_{(1)}=11.88$ (0.00)***	$\chi^2_{(1)}=4.70$ (0.03)**
$H_0 : \beta_{\text{프로판가스}} = 0$	$\chi^2_{(1)}=0.60$ (0.44)	$\chi^2_{(1)}=1.19$ (0.28)		$\chi^2_{(1)}=1.90$ (0.17)	$\chi^2_{(1)}=6.68$ (0.01)***
$H_0 : \beta_{\text{도시가스}} = 0$	$\chi^2_{(1)}=2.81$ (0.09)*	$\chi^2_{(1)}=2.13$ (0.14)	$\chi^2_{(1)}=4.04$ (0.04)**		$\chi^2_{(1)}=0.18$ (0.67)
$H_0 : \beta_{\text{심야전기}} = 0$	$\chi^2_{(1)}=0.63$ (0.43)	$\chi^2_{(1)}=0.60$ (0.44)	$\chi^2_{(1)}=6.32$ (0.01)***	$\chi^2_{(1)}=0.36$ (0.55)	
$H_0 : \beta_{\text{연탄}} = \beta_{\text{등유}}$ $= \beta_{\text{프로판가스}}$ $= \beta_{\text{도시가스}}$ $= \beta_{\text{심야전기}} = 0$	$\chi^2_{(1)}=5.19$ (0.27)	$\chi^2_{(1)}=7.69$ (0.11)	$\chi^2_{(1)}=12.08$ (0.02)**	$\chi^2_{(1)}=12.71$ (0.01)***	$\chi^2_{(1)}=9.19$ (0.06)*

주: ()괄호 안은 P값, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

제 3 논문

주거에너지 소비의 비용효율성 분석

3.1. 서론

우리나라는 에너지를 전량 수입해야 하는 에너지 수입국인데다 최근에는 전력소비 증가 및 기후변화에 따른 이산화탄소 배출저감이 요구되는 시대적 상황에서, 에너지의 절약과 효율적 이용은 에너지 정책에서 매우 중요한 위치를 점하고 있다.

가구의 에너지 소비에 대한 기술효율성 격차가 존재한다면 어떤 가구는 다른 가구에 비해 동일한 효용을 누리면서도 더 적은 투입요소를 사용함을 의미한다. 따라서 가구 간의 효율성 격차를 파악할 수 있다면 에너지 절약이나 비용절감의 상한이 어느 정도인지를 가늠할 수 있다.

그러므로 에너지 절약정책을 수립하기에 앞서 가구의 에너지 소비 효율성이 얼마나 개선될 수 있는지, 가구 간 기술효율성 격차는 어느 정도인지, 격차의 원인은 무엇인지에 대한 분석이 선행되어야 하며 이는 가구들의 에너지 지출에 대한 벤치마킹 기준을 제시할 수 있다.

국내의 에너지 효율성 연구는 주로 산업이나 발전소 등에 집중되어 있다(권오상, 1999; 강재성·서정규, 2004; 권오상·박호정, 2010; 남경모·강승진, 2015). 이렇게 주거에너지에 관한 효율성 연구가 부족한 이유는 산업경쟁력 강화라는 정책적 필요성 외에도 주거에너지의 특성에 기인한다. 주거에너지는 투입과 산출(난방, 취사, 가전 등)이 다양한 만

컴 각 서비스의 산출을 파악하는 것은 개별 계량기를 장착하거나 실내 온도를 확인하고 수시로 횡수를 체크하는 등 방대한 노력이 요구되는 작업이므로 효율성 측정이 매우 어렵다(Hass, 1997; Schipper et al., 2001). 또한 주택면적이나 건축년도 등 주택의 물리적 특성과 함께 가구원들의 소비행태에 민감하게 영향을 받는 만큼 이들을 측정하고 비교하기는 쉽지 않기 때문이다(Ang, 2006; Chung, 2011).

그럼에도 에너지 효율개선이라는 정책목표 하에서 효율성 측정의 요구는 계속되어온 만큼 단순 표준화로부터 복잡한 지수까지 다양한 에너지 효율지표가 제시되었다. 일반적으로 가구들의 에너지 효율성은 가구당 전기소비량 등의 단위효율로 비교되곤 한다. 또한 에너지관리공단이나 에너지경제연구원을 중심으로 에너지 절약적 가구의 특성을 파악한 연구가 진행된 바 있으나 이 연구들은 대부분 한 가지 연료(가스, 석유 등), 특히 전력을 중심으로 가구들의 소비 및 지출함수를 추정하는 방식을 이용한다(심상렬 외, 2001; 임기추 외, 2004; 이성근 외, 2006; 임기추·허경옥, 2008).

그러나 소비자 이론에 따르면 가구는 주어진 예산에서 에너지 소비효율을 극대화하는 과정에서 각 에너지원에 대한 지출비중인 에너지믹스를 결정한다. 어떤 가구가 난방연료와 전기를 소비한다고 하자. 난방연료의 가격이 오르면 난방연료보다는 전기 보조난방을 더 이용할 수도 있고, 전기가격이 비싸다면 전기보다는 난방연료를 더 소비할 수도 있다. 따라서 한 가지 에너지원에 대한 절약적 행위로 가계 에너지 소비를 분석하는 것은 주거에너지 소비행태를 왜곡할 우려가 있다.

또한 회귀분석을 통해 소비함수를 추정하고 계수를 분석하여 효율성의 영향인자를 찾는 방식은 원단위지표 등의 단순표준화법에 비해 다양한 인자들의 영향을 통제할 수 있다는 장점은 있으나, 회귀분석의 특성

상 평균적 효율치를 추정하는 것이므로 가장 효율적인 가구로부터의 비교를 통해 효율성 격차를 파악함에는 부족함이 있다.

이성근·나인강 (2010)은 1990년~2006년까지의 자료로 디비시아 지수(Divisia index)를 구축하고 요인분해를 하여, 난방연료의 원단위 개선효과가 큰 반면 전기·조명의 경우 에너지 원단위가 오히려 악화되었으며 따라서 그동안 전기기기 효율정책이 실효를 발휘하지 못하였음을 밝혔다. 이 연구는 우리나라 가정부문의 에너지 효율성의 추이와 원인을 분석함으로써 향후 에너지 효율정책의 방향을 제시한 공로가 크다.

그러나 국제 비교 등을 통해 우리나라 주거에너지의 효율성 수준 및 효율성 추세는 어느 정도 알려져 있는 반면 우리나라 가구 간의 효율성 격차와 그 격차의 원인은 아직까지 분석되지 않은 것으로 보인다.

본고는 주거에너지 소비의 비용효율성을 난방연료와 전기 소비량이 포함된 총 주거에너지 측면에서 분석한다. 또한 가장 효율적 가구로부터의 격차를 파악하기 위해 경계모형(Frontier Model)을 이용하며, 산출 변수(난방, 온수, 취사, 가전 등)의 측정 및 함수 특징이 힘든 주거에너지의 특성을 감안해 비모수 자료포락분석(Data Envelopment Analysis, DEA)을 적용한다(Baxter et al., 1986; Grösche, 2009; Blum, 2015).

아울러 도출된 효율성지표에 대한 결정요인을 분석한다. 가구의 소비행태는 난방방식에 의해 영향을 받으며, 개별 가구들의 주택 선택 시 난방방식에 대한 선호가 반영되므로 난방방식과 소비에는 상관성이 있을 수 있다. 따라서 결정요인 분석에는 상관성을 통제할 수 있는 이산연속선택모형을 이용한다.

다음 3.2장에서는 분석에 적용될 DEA 모형과 이산연속선택모형에 대해 살펴보고, 3.3장에서는 사용자료를 설명한다. 3.4장에서는 분석결과를 제시한 후, 3.5장에서는 이를 요약한다.

3.2. 분석모형

3.2.1. DEA 효율성 분석

일반적으로 이용되는 효율성 분석방법은 크게 단순 표준화, 회귀분석, 경계모형으로 나눌 수 있다. 평균적 효율성을 제시하는 회귀분석법의 한계를 극복하기 위해 가장 효율적인 변경으로부터 효율성을 도출하는 경계모형(Frontier Model)이 제시되었으며, 경계모형은 접근법에 따라 모수적 접근법과 비모수적 접근법으로 나뉜다.

모수적 접근법은 생산함수나 비용함수 등 경제 이론에 기반을 둔 함수형태를 설정한 후 추정치와 실제값의 차이인 오차항을 비효율성으로 간주한다. 오차항을 모두 비효율로 설정하는 확정적 변경모형(Deterministic Frontier Model)과 오차항을 교란항과 확률적 부분으로 나누는 확률경계모형(Stochastic Frontier Analysis, SFA)(Aigner et al., 1977)이 있으며, 확률경계모형(SFA)은 자료의 측정오류나 이상치를 통제할 수 있고 가설검증이 가능하여 가장 발전된 모델로 평가된다⁴⁴.

경계모형의 또 다른 축인 비모수 접근법에 의한 자료포락분석(Data Envelopment Analysis)은 자료에 기반한 선형계획법을 이용해 생산가능곡선을 설정하고 이 생산가능곡선으로부터의 거리를 통해 상대적 효율성을 평가한다. 특별한 함수형태를 요하지 않는데다 투입과 산출이 여러 개인 경우에도 분석이 가능해 주거에너지와 같이 생산함수가 알려져 있지 않은 경우에 자주 적용되고 있다. 그러나 이상치가 있는 경우 비효

44 그러나 교란항의 분포를 가정해야 하고 교란항과 확률항은 독립이라는 강한 제약이 필요하다(Ondrich and Ruggio, 2001; Kumbhakar and Lovell, 2003).

율성이 과대평가되고 이를 검증할 수 없다는 점, 자료에 바탕을 두어 경제이론 배경이 없다는 점이 한계로 지적되기도 한다(Schmidt, 1985).

주거에너지 소비는 워낙 많은 인자에 영향을 받기 때문에 일반적으로 함수 추정이 어렵다. 따라서 이론적으로는 SFA 모형이 뛰어나더라도,⁴⁵ 구체적 형태의 함수 추정 없이 산출물 거리함수를 통해 효율성 지표를 구할 수 있는 DEA 분석법은 주거에너지 효율성 분석에 매우 적합하다고 할 수 있다(Baxter et al., 1986; Grosch, 2009; Blum, 2015).

그리고 Ferrier and Lovell (1990)은 DEA와 확정적 모형을, Cooper and Tone (1997)은 시뮬레이션을 통해 DEA와 확률경계모형을 비교하였는데, 모수적 분석과 비모수 분석의 접근방식과 가정이 크게 다름에도 결과는 다르지 않음을 보여주었으므로 본고는 주거에너지에 적합한 DEA 모형을 이용해 효율성을 분석하고자 한다.

각 가구 i 는 에너지 소비의 의사결정자(decision making unit)라 할 수 있다. 가구들이 N 개의 투입요소 벡터 x 를 사용해 M 개의 산출물 벡터 y ⁴⁶를 생산한다면 이를 투입물필요집합으로 나타낼 수 있으며 보통 볼록성이 가정된다.

$$V(y) = \{x \in R_+^N : x \text{로 } y \text{ 생산가능}\} \quad (3-1)$$

45 SFA를 이용해 주거에너지 효율성을 측정한 연구들은 에너지 수요함수 추정을 위해 시계열이나 합산자료(aggreated data)를 이용한다(Filippini and Hunt(2012), Filippini et al.(2014)). 그러나 시계열 변수들은 매일 매일의 선택인 주거에너지 소비 의사결정에 간접적 영향을 미칠 뿐이며, 합산자료 이용 시에는 가구 특성이 회석될 우려가 있으므로 본고는 가구특성을 잘 반영할 수 있는 횡단면 자료를 이용한 DEA 분석법을 이용한다.

46 주거에너지의 용도별 최종 서비스를 파악하기 어려우므로 산출변수 설정이 용이하지 않다. 그러나 주거에너지는 해당 주택면적에 기거하는 가구원수들의 효율을 충족하기 위해 사용되며, 전기와 난방에너지의 소비량이 거주면적과 가구원수에 따라 단조증가 한다는 점, 그리고 주거에너지의 가장 큰 부분을 차지하는 난방의 경우 일반재화와 같이 소비가 많을수록 효율이 증가하는 것이 아니라 사람이 편안함을 느끼는 온도가 18~24도로 한정되어 있다는 점에서 거주면적이나 가구원수는 최종 서비스의 대리변수로 이용되므로 (Chung, 2011, Baxter et al., 1986) 본고도 산출변수를 주택면적과 가구원수로 한다.

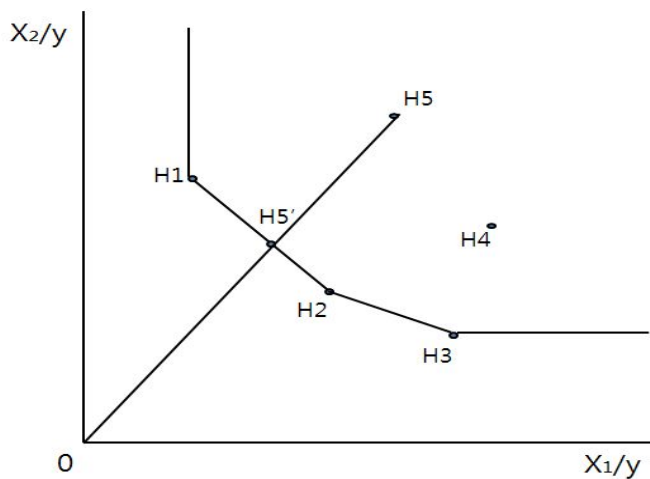
투입물필요집합은 생산기술과의 쌍대성으로 식(3-2)와 같이 투입물 거리함수로 표현될 수 있다. 투입물거리함수의 값은 특정 투입물벡터 x 의 값을 일정한 비율로 나누어도 동일한 y 를 생산할 수 있게 하는 값 가운데 가장 큰 값을 의미한다.

$$D_i(x, y) = \max \left\{ \tau > 0 : \frac{x}{\tau} \in V(y) \right\} \quad (3-2)$$

따라서 어떤 가구의 투입요소가 $V(y)$ 의 경계 상에 있다면 이 주체의 투입물거리함수 값은 1이지만, 그렇지 않고 투입요소를 비효율적으로 사용하고 있다면 그 때의 투입물거리함수의 값은 1보다 크게 된다. 따라서 투입물거리함수 값은 일종의 효율성 지표 역할을 하게 된다.

<그림 3-1>은 2개의 투입요소로 y 를 산출하는 가구들의 상대적 효율성 관계를 보여준다. H_1, H_2, H_3 은 생산가능집합의 변경에 있으므로 효율적이며 이들의 효율성은 1이다.

<그림 3-1> DEA를 통한 효율성 측정



그러나 H_5 의 경우 경계에서 떨어져 있는데 이는 동일한 산출을 내는데 훨씬 많은 투입이 소요되고 있음을 의미한다. 이때 투입물거리함수의 값은 $0H_5'/0H_5$ 이고 이 값은 1보다 크며, 투입물거리함수의 역수인 $0H_5/0H_5'$ 은 0과 1사이의 값으로서 효율성 지표 역할을 한다(fare et al., 1994; Coelli et al., 2005).

전체 가구수가 I 라고 할 때 가구들의 투입요소량을 $N \times I$ 행렬 X , 산출량을 $M \times I$ 행렬 Y 라고 한다면, i 번째 가구의 투입물거리함수의 역수 θ_i 는 선형계획모형을 통해 구할 수 있다. 아래 식(3-3)은 우선 기본모형으로서 규모수익불변(Constant Return to Scale: CRS) 모형이다.

$$\begin{array}{ll} \min_{\lambda, \theta_i} \theta_i & (3.3) \end{array} \quad \begin{array}{ll} \min_{\lambda, \theta_i} \theta_i & (3.4) \\ \\ s.t. \quad Y\lambda \geq y^i & s.t. \quad Y\lambda \geq y^i \\ X\lambda \leq \theta_i x^i & X\lambda \leq \theta_i x^i \\ \lambda \geq 0 & \lambda \geq 0, \sum_{i=1}^I \lambda^i = 1 \end{array}$$

여기서 I 차원벡터 λ 는 관측가능한 투입산출조합들의 임의적인 조합을 가능하게 하기 위하여 각 가구별로 부여되는 일종의 가중치로서 그 값이 내생적으로 결정된다. 일반적으로 주거에너지 소비는 규모효과가 있는 것으로 알려져 있으므로 규모가변모형(Variable Return to Scale: VRS)은 위의 오른쪽 식(3-4)와 같다.

규모가변모형(VRS)은 규모불변모형(CRS)에 비해 $\sum_{i=1}^I \lambda^i = 1$ 이 추가되었음을 알 수 있다. 이 제약에 의해 관측치들을 선형내분으로 조합한 점들이 무한히 축소하거나 확장하는 것을 통제하게 된다.

3.2.2. 이산연속선택모형

DEA에 의하여 각 가구의 효율성지수 τ 가 구해지면, 이 수치가 가구 특성변수에 어떠한 영향을 받는지 확인할 필요가 있다.

일반적으로 효율성의 결정요인을 분석할 경우, 효율성지수가 0과 1 사이의 값을 갖는다는 점에서 Tobit모형을 사용한다(권오상·김한호, 2009; 안동환·권오상·이성우, 2003). 그러나 본고는 난방방식이 가구의 소비행태와 상관성이 있을 수 있음을 감안하여 난방방식 및 소비행태의 상관성을 통제할 수 있는 이산연속선택모형을 이용해 효율성지수의 결정요인을 분석하고자 한다.

소비이론에 따라 가구는 비용을 최소화하면서 주거에너지로 인한 효용을 극대화한다고 하자. 이는 쌍대성에 의해, 식(3-5)와 같이 난방에너지(x_1)와 전기에너지(x_2)의 가격이 w_1 , w_2 이고 주택 및 보일러 효율 등 특정한 기술적 조건(η) 하에서 최종서비스(y)를 생산할 때의 비용 최소화 문제로 치환될 수 있다.

$$\min w'x \quad s.t. \quad y=f(xe^{-\eta}) \quad (3-5)$$

$$FOC: \quad \frac{f_2(xe^{-\eta})}{f_1(xe^{-\eta})} = \frac{w_2}{w_1}$$

비용효율적이기 위해서는 일차도함수와 같이 가격의 비에 따라 에너지를 소비하게 되므로 이 과정에서 각 에너지원에 대한 소비량이 결정된다. 따라서 두 에너지원의 소비량의 비는 가계의 비용효율적 의사결정이고 가계의 에너지 소비행태를 의미하는 변수가 될 수 있다.

우리나라는 온돌문화로 인해 주택의 선택이 난방방식을 결정하고 가구의 주 소비연료를 결정하는 구조적 특징을 가진다. 또한 연료별 상대가격 차이가 큰데다 최종서비스를 난방이라고 할 경우 비용함수에 영향을 미치는 기술적 조건(η)인 보일러 효율도 난방방식에 따라 상이하다.

이렇게 난방방식은 에너지원의 상대가격과 기술적 조건을 결정할 뿐만 아니라 전기와 난방연료 간의 소비비율을 결정하는 데에도 상관성이 있을 수 있다. 따라서 이를 통제하지 않고 가구의 주거에너지 비용효율성의 결정요인을 분석할 경우 왜곡된 결과를 도출할 수 있다.

전체 N 가구들을 비교해 어떤 가구의 상대적 비용효율성지수 τ 가 산출되었다고 하자⁴⁷. 거주하는 주택을 난방방식에 따라 J 개의 대안으로 구분한 경우, 가구가 대안 j 를 선택하였다면 다른 어떤 대안보다 이 가구의 잠재적 효용(U_j)을 가장 높여주는 대안을 선택한 것으로 볼 수 있다. 이때 확률효용이론(McFadden, 1974)에 따르면 연구자가 가구의 효용을 전부 관찰할 수는 없으므로 효용함수는 식(3-6)과 같이 가구특성(z)⁴⁸ 등 관찰가능한 부분과 관찰불가능한 부분인 교란항(ϵ_j)으로 구분된다.

$$U_j = \gamma_j z + \epsilon_j, \quad U_j > U_k \quad (3-6)$$

$$\text{단, } j=1, \dots, J, \quad j \neq k$$

47 설명의 편의를 위해 개별 가구를 의미하는 첨자 i 는 생략하였다.

48 난방방식으로 인한 효용에는 난방방식의 속성이 중요하나 가구별, 연도별로 보일러의 가격이나 효율, 작동편리성, 연료가격이 매우 상이하므로 본고는 가구특성을 중심으로 분석한다. 엄밀히 말하면 가구특성은 난방방식 이용으로부터 소비자가 얻는 만족과 직접적인 상관이 있는 것은 아니다. 그러나 많은 선행연구에서 이 변수를 소비자 효용의 설명변수로 이용하는 것은 연구자가 관찰불가능한 가구의 선호를 설명하는 대리변수의 역할을 하기도 하고, 가구의 사회·경제적 특성에 따라 동일한 난방방식을 이용하더라도 만족도가 다를 수 있기 때문이다(정한경 외, 2007).

한편 주거에너지의 비용효율성은 산출(O)에 대한 에너지 투입비용(I) 수준을 의미하므로, j 난방방식을 사용하는 가구의 효율성지수 τ_j 는 투입비용(I)과 산출(O) 및 가구특성(S)의 함수(X)라고 할 수 있고 이때 교란항 η_j 는 정규분포를 따른다고 하자.

$$\tau_j = \beta_j X(I, O, S) + \eta_j, \quad j = 1, \dots, J \quad (3-7)$$

단, I = 투입 에너지비용 (전기비와 난방연료비)

O = 산출 (주택면적과 가구원수)

S = 가구특성

η_j = 정규분포를 따르는 교란항

여기서 문제가 되는 것은 난방방식 선택(U_j)과 가구의 비용효율성 τ_j 가 각각의 독립된 결과가 아니라는 점이다. 우선 비용효율성 τ_j 는 가구의 에너지 소비 의사결정에 대한 결과인데, 가구의 에너지 소비행태는 난방방식에 의해 영향을 받는다. 또한 산출변수인 주택면적과 가구원수는 주택(난방방식) 선택에 영향을 줄 수 있으므로 상관성이 존재할 수 있다.

뿐만 아니라 간접효용 U_j 의 관찰불가능한 특성을 의미하는 교란항 ϵ_j 는 τ_j 에 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어 온수이용의 편리성 때문에 도시가스 보일러의 아파트를 선택한 가구라면 이러한 선호로 인해 온수이용이 많고 따라서 에너지 소비량도 많다. 이때 주택 및 난방방식 선택에서의 선호를 의미하는 교란항 ϵ_j 가 효율성 τ_j 의 설명변수인 I 와 상관성을 가지게 되므로 상관성을 통제하지 않으면 왜곡된 결과가 도출될 수 있다.

이를 통제하기 위해 이산연속선택모형의 2단계 접근법을 적용한다.

이산연속선택모형이란 난방방식 선택과 같은 이산적 선택과 소비량 결정의 연속적 선택 사이에서의 상관성을 통제하는 모형으로 Heckman (1976, 1979)이 노동시장 참여와 임금의 상관성을 발견한 이후 대안이 여러 개인 경우에도 적용할 수 있는 형태로 발전되었다⁴⁹.

추정방법은 이용자료 및 함수형태에 따라 크게 두 가지로 나뉜다. 첫째는 가구들이 사용하는 난방방식을 구분하지 않고 모든 자료를 이용해서 식(3-8)과 같이 하나의 효율성 결정함수를 추정하는 방법이다. 여기서 J 개의 대안은 $J-1$ 개의 더미변수(d_j)로 처리되어 가구가 j 대안을 선택한 경우 $d_j = 1$ 이고 그렇지 않은 경우에는 0의 값을 갖는다. 그러나 이때 더미변수의 내생성이 문제된다.

$$\tau = \sum_{j=1}^{J-1} \alpha_j d_j + \beta X + \eta \quad (3-8)$$

따라서 내생성을 해결하기 위해서는 내생성이 의심되는 더미변수(d_j)를 외생변수들로 추정된 후 그 추정치를 이용하는 2단계 도구변수분석법(IV)을 이용할 수 있다. 외생변수들을 이용해 새로 추정된 난방방식 변수는 결국 선택확률을 의미하므로 Train (1986)은 식 (3-9)와 같이 1단계에서 로짓모형으로 추정된 선택확률을, 식(3-8)에 더미변수 대신 삽입한 후 일반회귀분석(OLS)으로 추정하는 2단계 분석법을 제안하였다.

$$d_j = \hat{P}_j, \quad j = 1, \dots, J-1 \quad (3-9)$$

49 Lee 모형(1983), Dubin and McFadden 모형(1984), Dahl 모형(2002) 등으로 발전되었다. 이중 Dubin and McFadden(DM) 모형이 선택수정항을 가장 잘 추정해내는 것으로 알려져 있으므로(Schmertmann, 1994; Bourguignon et al., 2007) 본고는 이 방법을 사용하기로 한다.

두 번째 추정방법은 아래 식과 같이 특정 난방방식의 주택을 선택한 가구들의 자료만을 이용하여 J 개의 효율성 결정함수를 분리 추정하는 것이다.

$$\tau_j = X_j\beta + \eta_j, \quad j = 1, \dots, J \quad (3-10)$$

그러나 이는 특정대안 j 의 조건부 함수이므로, OLS로 분석할 경우 식(3-11)과 같이 일반회귀분석의 기본가정인 교란항 η_j 의 평균인 $E(\eta_j) = 0$ 이 아닐 수 있다는 문제점이 발생한다.

$$E[\tau_j | d_j = 1] = X_j\beta + E[\eta_j | d_j = 1], \quad j = 1, \dots, J \quad (3-11)$$

$$\text{단, } d_j = 1 \quad \text{if } U_j > U_k \quad j \neq k, \text{ otherwise } 0$$

예를 들어 연탄은 저소득층의 연료로 인식되지만 어떤 고소득 가구가 연탄보일러를 이용한다고 하자. 이 가구의 관찰되지 않은 특성, 즉 기본적인 열 요구가 높아 난방비가 저렴한 연탄보일러를 사용하는 것이라면, 이런 이유로 난방에너지 소비량은 많고 따라서 효율성은 낮아질 것임을 예측할 수 있다. 따라서 가구의 효율성은 추정식의 예측치보다 낮아 교란항이 상대적으로 적게 나타나게 되므로, 교란항 η_j 를 식(3-12)와 같이 교란항의 평균 $E(\eta_j)$ 와 평균으로부터 영향을 받지 않는 ξ_j 로 구분해냄으로써 $E(\xi_j) = 0$ 의 조건을 충족시킬 수 있다.

$$\eta_j = E(\eta_j) + \xi_j \quad (3-12)$$

본고가 이용하는 Dubin and McFadden (1984)의 이산연속선택모형은

대안선택확률이 제1형태 극한치분포(type I extreme value distribution)를 따르고, 교란항 η_j 는 정규분포를 따르고 σ^2 의 분산을 가지며, ρ_i 는 ϵ_i 와 η_j 간의 상관계수라 할 때 평균교란항을 다음 식(3-13)과 같이 제시하였다.

$$E(\eta_j | \epsilon_1 \dots \epsilon_J) = \sum_{i=1 \dots J} \sigma \frac{\sqrt{6}}{\pi} \rho_i (\epsilon_i - E(\epsilon_i)) \quad (3-13)$$

여기에 Dubin and McFadden (1984)과 같이 $\sum_i \rho_i = 0$ 을 가정하면 대안 j 에 대한 조건부 효율성 결정함수는 식(3-14)와 같으며 $J-1$ 개의 선택수정항이 포함된다.

$$\tau_j = X_j \beta + \sum_{i \neq j} \sigma \frac{\sqrt{6}}{\pi} \rho_i \left[\left(\frac{P_i \ln P_i}{1 - P_i} \right) + \ln P_j \right] + \zeta_j \quad (3-14)$$

실제 추정에 있어서 $\sigma \frac{\sqrt{6}}{\pi} \rho_i$ 는 관측되지 않으므로 식(3-15)와 같이

각 선택수정항($C_i = \frac{P_i \ln P_i}{1 - P_i} + \ln P_j$)의 파라미터(r_i)처럼 추정된다.

$$\tau_j = X_j \beta + \sum_{i \neq j}^J r_i C_i + \zeta_j \quad (3-15)$$

이제 우리의 관심인 가구의 주거에너지 비용효율성지수 τ_j 의 결정요인으로서 가구특성이 효율성에 미치는 효과 β 와, i 난방방식과 효율성 간의 상관성의 계수인 $J-1$ 개의 r_i 의 추정치를 얻게 된다.

3.3. 분석자료

본고가 사용한 자료는 2012년 실시한 「가구에너지상설표본조사」(HESS: Household Energy Standing Survey)이다⁵⁰. 우리나라 16개 시도 2,520개의 상설표본가구를 구축하여 표본가구의 에너지 소비실태를 조사한 것으로 지금까지의 공급통계에서 파악하지 못한 가정부문⁵¹ 에너지 소비자료를 제공한다⁵². 특히 인구주택총조사의 모집단을 대상으로 16개 시도와 주택형태(단독주택, 아파트, 연립·다세대)를 중심으로 48개의 층을 설정한 이후, 주 난방방식을 사후 층화변수로 추가함으로써 주거에너지 소비분석에 적합한 형태로 추출되었으며 주 난방방식과 월별 에너지 소비량 및 가구특성 자료를 제공한다.

『에너지통계연보』(에너지경제연구원, 2013)의 2012년 에너지 수급밸런스에 따르면 우리나라 가정부문 에너지 소비의 25.6%만이 전기이고 나머지 74.4%가 기타연료에 의존한다. 이때 기타연료의 대부분이 난방용으로 추정되므로(이성근·나인강, 2010) 기타연료 소비량을 난방연료 소비로 볼 때 우리나라 가구들에 있어 난방의 중요성을 알 수 있다.

난방이 중요한 만큼 가구의 에너지 소비에서 난방방식이 미치는 영향은 크다. 우리나라는 온돌문화로 난방방식, 즉 보일러 선택이 가구의

50 2012년 자료는 통계작성 승인 후 첫 해의 것으로 아직까지 학술적으로 이용된 경우는 없는 것으로 보이며 최문선 외(2013)는 냉방용 에너지소비량 추정에 이 자료를 사용하였다.

51 에너지총조사 및 에너지수급 통계에서의 ‘가정부문’은 수송연료를 제외한 난방, 취사, 조명, 전기기기 사용 등을 의미하므로 주거에너지라고 할 수 있다.

52 지금까지 가정부문의 에너지 소비 통계는 1981년부터 매 3년마다 시행하는 에너지총조사 외에는 공식적인 통계가 존재하지 않았을 뿐만 아니라 에너지총조사의 마이크로데이터는 제공되지 않고 있다. 또한 국가에너지수급 통계에서조차 가정부문 에너지소비량을 별도 집계한 것은 2008년부터이다(신정수, 2013).

난방연료를 결정하게 되고, 소비행태에도 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어 등유 보일러는 구동시간이 오래 걸리므로 단시간의 난방을 위해서라면 프로판가스 난로나 전기장판 등 다른 보조수단을 이용하기도 하고, 연탄 보일러를 사용한다면 갈아야 한다는 불편함 때문에, 또는 프로판가스 보일러를 사용하는 가구라면 연료의 높은 가격으로 다른 대체수단을 이용할 수 있다.

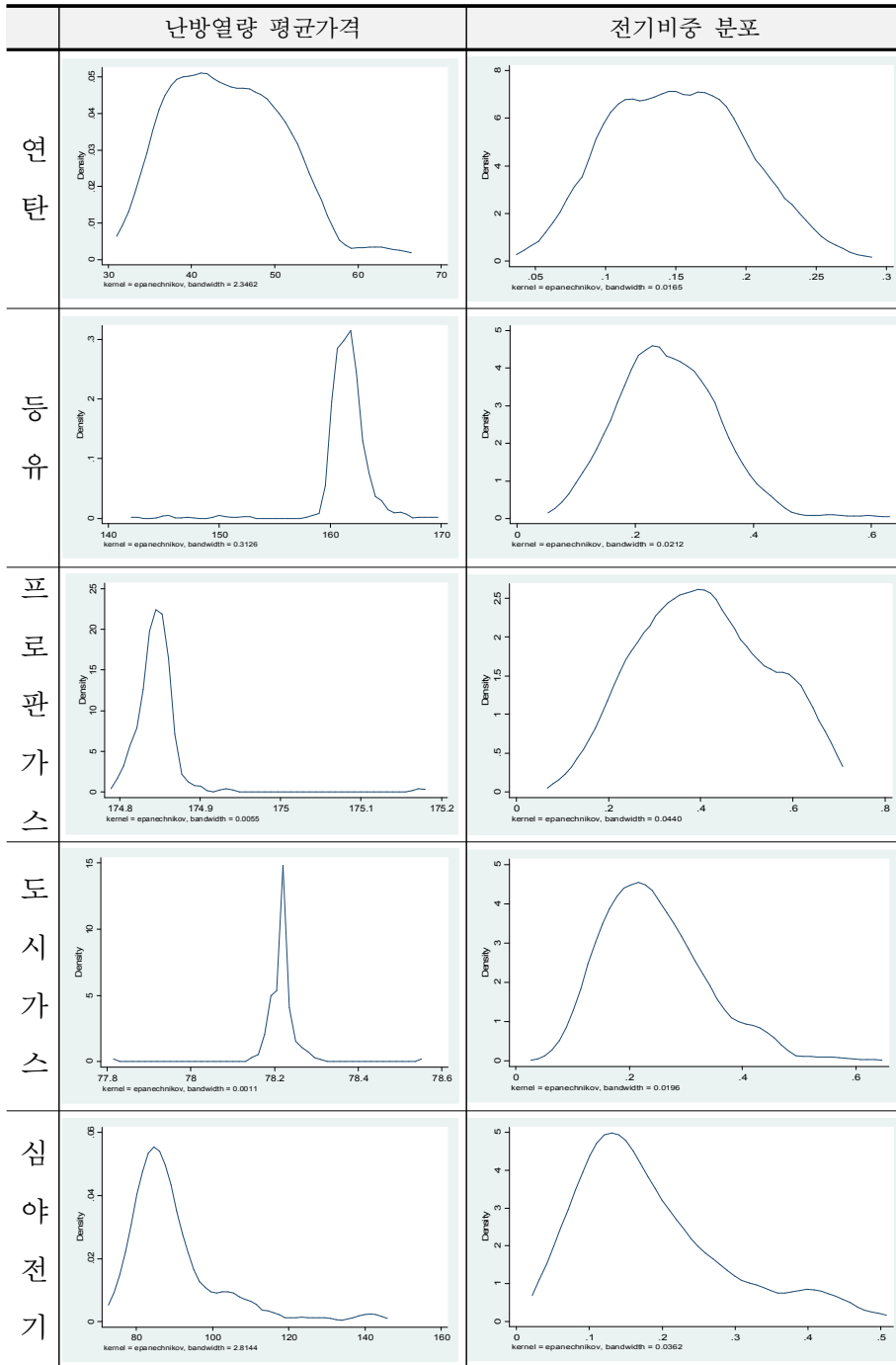
이렇게 가구가 한 가지 난방연료만을 사용하는 것이 아니고 여러 난방수단을 혼용한다면 우리나라 가구들은 여러 연료를 혼용하는지, 아니면 주 난방연료 외에 다른 연료를 혼용하지는 않으면서 전기를 보조적으로 사용하는지를 알아볼 필요가 있다. 전기의 경우 전국 보급률이 100%이고 조명·가전 이외에 난방과 취사용까지 이용될 수 있으므로 가구 입장에서는 가장 편리한 대체수단이 될 수 있기 때문이다.

우선 우리나라 가구들이 여러 난방연료를 혼용하는지를 파악하기 위해 난방연료(비전기에너지)의 열량당 평균가격을 산출하였다. 난방연료 열량당 평균가격은 주거에너지에서 전기를 제외한 부분, 즉 난방연료 비용을 소비열량으로 나눈 값이다. 가구가 주 난방방식에만 의존한다면 난방열량 평균가격은 주 난방연료 가격과 유사하지만 여러 연료를 혼용한다면 주 난방연료 가격과 다른 값을 갖게 된다.

<그림 3-2>의 좌측은 난방방식에 따른 난방열량 평균가격의 커널밀도(kernel density) 분포이다. 난방방식별로 비교해보면 연탄 가구를 제외하고는 난방열량 평균가격이 한 점으로 모아지고 첨도가 높음을 알 수 있다. 즉 우리나라 가구들은 주 난방방식 외에는 다른 연료나 수단을 혼용하는 경우는 많지 않은 것으로 보인다.

따라서 우리나라 가구들은 주 난방방식에 크게 의존하므로 주거에너지 소비는 전기와 주 난방방식의 연료로 구성된다고 할 수 있다.

<그림 3-2> 난방방식별 난방열량 평균가격 및 전기비중 커널분포

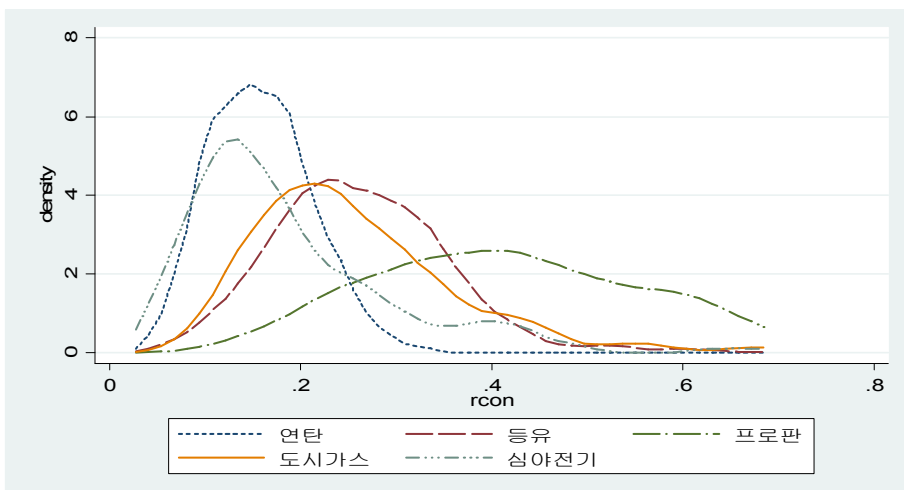


이번에는 난방방식별 전기비중을 도출하였다. 가구가 주어진 예산 하에서 효용극대의 의사결정으로 전기와 난방연료의 소비비율을 결정한다고 한다면, 전체 주거에너지 열량 중 전기가 차지하는 비중인 전기 비중은 가구의 비용최소화 의사결정으로 볼 수 있다. 따라서 이러한 의사결정이 난방방식에 따라 차이가 있는지를 파악하기 위함이다.

<그림 3-2>의 우측은 난방방식별로 전기비중의 커널밀도함수의 분포를 제시하고 있다. 좌측의 난방열량 평균가격의 분산이 작고 첨도가 높은 것과는 달리 우측의 전기비중은 분포가 넓어 같은 난방방식이라도 전체 주거에너지에서 전기를 사용하는 비중이 상이함을 알 수 있다.

그러나 난방방식별 전기비중의 분포를 함께 비교한 <그림 3-3>을 보면 난방방식에 따른 차이를 확인할 수 있다. 연탄과 심야전기 가구의 전기비중이 가장 낮고 도시가스과 등유 가구의 전기비중이 비슷한 분포를 보이는 가운데, 프로판가스 사용가구의 전기비중은 분산이 매우 넓다. 즉 가구의 비용효율적 의사결정인 전기비중에 난방방식의 영향이 있음을 추측할 수 있다.

<그림 3-3> 난방방식별 전기비중



우리나라 가구의 이러한 소비행태에 따라, 효율성 분석에 사용되는 투입변수(input)는 연간 전기료와 난방연료 비용이고 산출변수(output)는 주택면적과 가구원수인, 2투입 2산출 모형을 설정하였다. 본고의 사용자료는 소비량만을 제공하므로 전기료는 누진요금과 취약계층 할인율을 반영한 한국전력의 요금표를 이용하고 난방연료 비용은 『에너지통계연보』(에너지경제연구원, 2013)의 대표가격을 이용해 계산하였다.

경계모형을 이용한 효율성 분석에서는 경계에서의 이탈을 비효율성으로 간주하므로 자료의 오차가 크거나 이상치가 존재하는 경우 비효율성이 과대평가될 수 있다(Coelli, 1995). 특히 주거에너지 소비의 높은 분산은 익히 알려져 있으므로 본고는 원자료의 투입(input)과 산출(output)에서 2표준편차($\pm 2\sigma$)⁵³ 이상의 값을 갖는 가구, 열과 온수의 요금산정이 어려운 지역난방 가구와 1년간 한 달이라도 전기소비량이 없는 가구는 제외하였다. 투입과 산출의 기초통계량은 <표 3-1>과 같다. 투입과 산출의 기초통계량을 보면 2표준편차 이상 자료를 제거하였음에도 난방연료와 전기 비용의 분산이 매우 큼을 알 수 있다.

<표 3-1> 투입과 산출의 기초통계량

투입 및 산출 변수	평균	표준편차	최소값	최대값
연간 난방연료 비용(원)	840,829	442,236	28,552	3,095,315
연간 전기료(원)	404,713	211,215	44,267	1,233,070
거주면적(평)	24.38	7.56	8	42
가구원수(명)	2.87	1.18	1	5
관측수	2,073			

53 Timmer (1971)는 변경에 가장 가까운 관측치들을 제거하여 변경을 재추정하기도 하였으나 선택의 자의성이 문제가 된다. 최근에는 부트스트래핑(Bootstrapping)에 의한 재추정 방법이 많이 쓰이나(권오상·김한호, 2009) 본고에서는 일반적으로 이상치라 여겨지는 2표준편차($\pm 2\sigma$) 이상의 값들을 제거하는 방법을 사용하였다.

<표 3-2>는 설명변수들의 기초통계량이다. 설명변수는 크게 지역, 주택특성과 가구특성의 세 부분으로 구성되었으며 변수들은 건축년도, 월소득, 전기비중을 제외하고는 모두 더미변수로 0과 1의 값을 갖는다.

기타시도 가구가 50% 이상을 차지하며 주택형태는 아파트와 단독주택이 각각 40%를 차지한다. 주택면적은 18평 이하, 33평 이하, 33평 초과로 3분 하였으며⁵⁴, 18~33평 주택이 66%로 주를 이룬다. 건축년도는 1(2000년대 이후: 22%), 2(90년대 : 39%), 3(80년대 : 19%), 4(70년대 : 11%), 5(70년 이전 : 10%)으로 구분되며 90년대 지어진 주택이 많다.

가구의 일반적 특성을 살펴보면, 주택의 자가 소유 비율이 70% 이상으로 월등히 높고 월평균 소득은 284만 원이다⁵⁵. 가구의 주 소득원이 정부보조금인 가구는 2%로 매우 낮았다.

평균 가구원수는 2.87명이다. 40대 가장이 가장 많았으며, 가구주가 대학이상의 학력을 가진 가구의 비율도 40% 이상을 차지한다. 무엇보다 전기장판이나 히터 등 전기 보조난방기구를 가진 가구가 전체의 70% 이상으로 나타나 대부분의 가구가 전기 보조난방기구를 소유하고 있음을 알 수 있다.

전기비중은 주거에너지에서 전기가 차지하는 비중으로 가구의 의사결정을 반영하기 위한 변수로서, 평균 25%로 나타났다. 이러한 비율은 『에너지통계연보』(에너지경제연구원, 2013)의 에너지밸런스에서 나타난 우리나라 전체 가정부문 에너지의 전기소비 비중과도 같다. 난방방식은 등유가 25%, 도시가스가 56%이다.

54 정부정책과 과세율에 따라 아파트 면적은 18평 이하의 ‘국민주택’, 33평 이하의 ‘국민주택규모’, 33평 초과와 ‘민영주택’으로 구분되며(원두환·김형건, 2008), 전체 주택의 절반이 아파트임을 감안하여 주택면적을 3분 하였다.

55 원자료에서는 소득이 100만 원 단위 구간으로 나누어져 있으나 분석의 편의를 위해 구간 중간값을 부여하여 연속함수로 변경하였다. 구간별로 100만 원 미만 15%, 100~200만 원 16%, 200~300만 원 27%, 300~400만 원 20%, 400~500만 원 14%, 500~600만 원 7%, 600만 원 이상 3%로 나타난다.

<표 3-2> 설명변수의 기초통계량

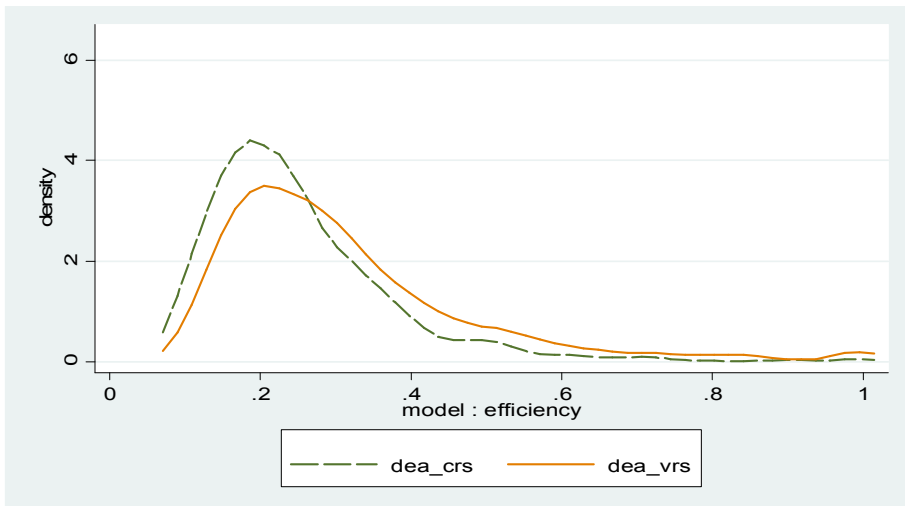
구분		설명변수		변수성격	평균	표준편차
지역	지역	서울	city1	더미	0.14	0.35
		광역시	city2	더미	0.29	0.45
		기타시도	city3	더미	0.57	0.50
주택 특성	주택형태	단독주택	hous1	더미	0.40	0.49
		다세대연립	hous2	더미	0.20	0.40
		아파트	hous3	더미	0.40	0.49
	주택면적	18평이하	width18	더미	0.23	0.42
		18~33평	wid_base	더미	0.66	0.48
		33평 초과	width33	더미	0.11	0.32
	건축연수	(1~5)	byr	서수	2.6	1.24
가구 특성	소유형태	자가	own1	더미	0.73	0.44
	월소득	(50만~650만)	cc	연속	284만원	158만원
	주소득원	정부보조금	incs4	더미	0.02	0.15
	가구원수	1~5인 가구	c1	연속	2.87	1.78
	가구주	60대	head60	더미	0.25	0.43
		50대	head50	더미	0.27	0.45
		40대	head40	더미	0.29	0.45
		30대	head30	더미	0.15	0.36
		20대	head20	더미	0.03	0.16
	학력	대학이상	uni	더미	0.36	0.48
	보조난방	전기보조난방	sub_e	더미	0.75	0.43
	소비행태	전기비중	rcon	연속	0.25	0.10
	난방방식	연탄	heat1	더미	0.05	0.22
		등유	heat2	더미	0.25	0.43
		프로판가스	heat3	더미	0.08	0.27
		도시가스	heat4	더미	0.56	0.50
		심야전기	heat5	더미	0.04	0.21

3.4. 분석결과

3.4.1. 효율성지수 도출

DEA 효율성 분석결과⁵⁶ 가구들의 효율성 평균이 매우 낮게 나타나⁵⁷ 비용효율적 가구와 일반가구와의 격차가 매우 큰 것을 알 수 있다. 또한 <그림 3-4> 및 <표 3-3>에서 나타난 것처럼 규모가변(Variable Return to Scale, VRS)모형이 규모불변(Constant Return to Scale, CRS)모형보다 효율성이 다소 높게 나타났는데, 이는 산출로 정의된 주택면적과 가구 원수의 규모효과에 의한 것으로 생각된다.

<그림 3-4> CRS와 VRS의 효율성 지표 비교



56 분석에는 R의 Benchmarking 패키지를 이용하였다.

57 Grösche (2009)가 DEA 방법으로 1997년과 2001년 미국 1인가구의 에너지 효율성 변화를 분석한 연구에서도 에너지 효율성 평균이 각각 0.34와 0.42로 상대적 효율성이 매우 낮게 나타난 바 있다.

<표 3-3> CRS 및 VRS 효율성 지표 비교

접 근 법	CRS	VRS
효율성평균	0.242	0.287

가구의 에너지 소비 및 지출은 일반적으로 규모의 경제가 있는 것으로 여겨지므로 <표 3-4>에 제시된 DEA 규모가변(VRS) 효율성을 중심으로 분석을 진행한다.

<표 3-4> 규모가변(VRS) DEA 효율성 분포

효율성 지수	가구수	비중(%)
$0.0 \leq E < 0.1$	29	1.40
$0.1 \leq E < 0.2$	680	32.80
$0.2 \leq E < 0.3$	687	33.14
$0.3 \leq E < 0.4$	340	16.40
$0.4 \leq E < 0.5$	148	7.14
$0.5 \leq E < 0.6$	71	3.42
$0.6 \leq E < 0.7$	30	1.45
$0.7 \leq E < 0.8$	32	1.54
$0.8 \leq E < 0.9$	22	1.06
$0.9 \leq E < 1.0$	10	0.48
$E = 1$	24	1.16
합	2,073	100
평균	0.287	

3.4.2. 비용효율성 결정요인 분석

가구들의 평균 에너지 비용효율성이 매우 낮다는 것은 개선 여지가 크다는 것을 반증하므로, 효율성 높은 가구들의 특징을 파악하기 위하여 비용효율성 결정요인을 분석하였다.

비용효율성을 분석함에 있어서 지역이나 주택, 가구의 일반특성 외에도 난방방식과 가구의 소비행태를 반영하는 전기비중의 효과를 분석하고자 하였다. 또한 가구의 선호가 주택의 선택에 영향을 미치고, 주택의 난방방식은 다시 소비량 및 소비패턴에 영향을 미칠 수 있어 난방방식의 내생성이 문제되는 만큼 효율성의 결정요인 분석 시 난방방식의 상관성을 통제할 수 있는 이산연속선택모형을 이용하였다⁵⁸.

<표 3-5>는 모든 자료를 통합하여(pooled) 하나의 함수로서 효율성 결정요인을 분석한 결과를 보여준다. OLS인 모형(1)과 Train (1986)이 제시한 도구변수(IV) 방법에 따라 난방방식을 내생변수로 처리한 모형(2)의 추정결과를 비교해보면, 대부분의 설명변수에서 계수의 크기와 신뢰도가 유사하게 분석되었다. 그러나 모형(1)에서는 프로판가스를 제외한 모든 난방방식 계수가 유의하였으나 모형(2)에서는 반대로 프로판가스 이외 난방방식의 효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉 난방방식이 여타 설명변수들과 상관성을 갖기 때문에 상관성을 통제한 모형(2)에서는 난방방식 계수가 유의하지 않으나, 상관성이 있음에도 설명변수들이 서로 독립이라고 가정한 OLS 모형에서는 난방방식의 계수가 유의하게 나타난 것으로 보인다. 따라서 난방방식의 상관성을 통제하지 않을 경우 왜곡된 결과를 도출할 수 있음을 알 수 있다.

58 분석에는 Stata 12가 사용되었고 DM 모형 추정 시에는 `semlmlog` 명령어를 이용하였다.

또한 모형(3)은 난방방식에 따른 효율성 차이의 원인을 알아보기 위하여 난방방식 더미는 선택확률로 대체하되 전기비중 변수를 제외하고 추정했을 때의 분석결과이다. 전기비중과 난방방식 선택확률이 모두 포함된 모형(2)와 비교해보면, 다른 가구 특성변수들의 계수와 신뢰도는 거의 같으나 난방방식의 효과는 계수 및 신뢰도가 모형(2)와 모형(3)에서 상이하게 나타났다. 따라서 난방방식이 효율성에 미치는 효과는 난방방식별 전기비중의 차이로 설명되는 것으로 판단된다.

난방방식의 상관성이 통제된 모형(2)의 분석결과를 살펴보면, 아파트가 연립다세대 주택에 비해 효율적이고 33평초과 주택이며 가구원수가 증가할수록 효율적이다. 아파트는 주택의 열효율이 다른 주택형태에 비해 우수하고, 주거에너지 소비는 규모의 경제를 가지기 때문에 가구원수가 많고 주택면적이 증가할수록 효율성이 높은 것을 알 수 있다. 그러나 가구원 계수보다 33평초과 주택의 계수가 더 크므로 가구원수보다는 주택면적이 효율성에 더 큰 효과를 미치는 것으로 생각된다.

주택을 자가소유하고 소득이 증가할수록 비효율적인데 이는 소득 및 생활수준과의 연관성이 큰 변수들로, 소득이 증가할수록 가전기기 보유 및 이용이 많아지는 등 에너지 소비량이 많아지기 때문일 것이다. 반대로 주 소득원이 정부보조금인 가구의 효율성이 높게 나타났는데 정부보조금을 주 소득원으로 하는 가구는 에너지 소비량이 적고 효율적으로 소비함을 보여준다.

프로판가스 가구는 도시가스 가구에 비해서도 효율성이 높은 것으로 분석되었다. 그러나 프로판가스를 제외하고는 난방방식 계수는 유의하지 않은 반면 전기비중이 증가할수록 비효율적인 것으로 분석된 바, 난방방식으로 인한 차이는 난방방식마다 다른 전기비중에서 기인하는 것으로 판단된다.

<표 3-5> 비용효율성 결정요인 분석(pooled)

설 명 변 수	(1) OLS		(2) IV		(3) IV	
	계수	표준편차	계수	표준편차	계수	표준편차
지역 (서울)						
광역시	0.007	0.012	0.010	0.012	0.009	0.013
기타시도	-0.008	0.011	-0.022	0.027	-0.016	0.017
주택 (아파트)						
형태 단독주택	-0.044***	0.010	-0.045	0.029	-0.039**	0.019
연립다세대	-0.064***	0.010	-0.059***	0.013	-0.054***	0.013
주택 (18~33)						
면적 18평이하	-0.014	0.009	-0.010	0.010	-0.011	0.010
33평초과	0.110***	0.014	0.104***	0.015	0.108***	0.015
건축년도	0.000	0.004	-0.003	0.015	-0.002	0.006
자가소유	-0.020**	0.008	-0.022***	0.018	-0.023***	0.008
ln_소득	-0.044***	0.006	-0.043***	0.017	-0.041***	0.007
주 소득원-보조금	0.070***	0.023	0.060**	0.024	0.050**	0.025
가구원수	0.010***	0.004	0.012***	0.004	0.011***	0.004
가 (60대)						
구 50대	0.004	0.011	0.000	0.011	0.000	0.012
주 40대	0.002	0.011	0.000	0.012	0.002	0.012
연령 30대	-0.004	0.013	-0.005	0.013	-0.003	0.013
20대	0.042*	0.023	0.038	0.024	0.043*	0.024
대학이상 학력	0.004	0.009	0.005	0.009	0.006	0.009
전기보조난방	-0.006	0.008	-0.007	0.008	-0.010	0.008
전기 비중	-0.003***	0.000	-0.002***	0.000		
난방 (도시가스)						
방식 연탄	-0.041**	0.019	-0.014	0.057	0.050	0.058
등유	-0.048***	0.011	-0.054	0.041	-0.070*	0.041
프로판	0.025	0.015	0.147*	0.075	0.094	0.076
심야전기	-0.059***	0.019	-0.019	0.067	0.007	0.068
상수항	0.625***	0.038	0.607***	0.041	0.536***	0.041
R^2	0.319		0.295		0.278	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

앞에서 난방방식별 전기비중의 분포를 보여주는 <그림 3-3>을 통해 난방방식에 따라 전기와 난방연료의 결합비율을 결정하는 특별한 소비 패턴이 있을 수 있음을 감지할 수 있다. <표 3-6>을 보면 약 25%인 도시가스와 등유 가구의 평균 전기비중을 기준으로 할 때 연탄과 심야전기 가구의 평균 전기비중(15~19%)은 낮고, 프로판가스의 평균 전기비중(41%)은 높을 뿐만 아니라 분포가 매우 넓은 것으로 나타난다. 그러나 전기 소비량 자체는 난방방식별로 큰 차이가 없으므로 소비량만을 대상으로 분석할 경우 난방방식으로 인한 차이를 간과할 수 있음을 알 수 있다.

또한 프로판가스 가격이 도시가스 가격의 2배를 상회할 만큼 높은데도 불구하고(강창용·문동현, 2013) 프로판가스 가구의 비용효율성이 높게 나타났다. 이는 <표 3-6>에서 프로판가스 가구들의 난방연료 소비량이 다른 가구들의 절반 이하인 것에서 보듯 이들 가구들이 비싼 연료 가격으로 인해 난방연료 소비를 최소화하기 때문인 것으로 판단된다.

<표 3-6> 난방방식별 평균 에너지 소비량 및 전기비중

(단위: kcal, %)

난 방 방 식	주거에너지	난방연료	전기	전기비중(%)
연탄	16,611 (4,130)	14,171 (3,888)	2,440 (722)	15 (5)
등유	10,112 (2,729)	7,596 (2,495)	2,515 (828)	26 (9)
프로판가스	6,646 (2,459)	4,101 (2,148)	2,544 (836)	41 (14)
도시가스	12,060 (4,501)	9,347 (4,278)	2,713 (786)	25 (10)
심야전기	16,569 (6,920)	14,031 (6,796)	2,538 (715)	19 (10)

주: () 안은 표준오차

<표 3-7>은 Dubin and McFadden 모형(DM 모형)의 추정결과이다. 하나의 함수를 추정하는 경우에 비해 선택대안별 함수를 추정함으로써 결정요인의 효과를 개별적으로 파악할 수 있으며 선택수정향을 통해 선택대안간 상관성 및 역학관계를 파악할 수 있다는 장점이 있다. 또한 선택수정향이 유의하여⁵⁹ 난방방식 선택의 선호가 효율성과도 상관성이 있음을 알 수 있다.

우선 점유율이 가장 높은 도시가스 사용가구의 효율성 결정요인을 보자. 아파트이고 33평초과 주택에 거주하며 가구원이 많을수록 효율성이 높다. 한편, 건축년수가 오래되고 소득이 높을수록 주택을 소유할수록 전기비중이 증가할수록 효율성은 감소하여 앞의 <표 3-5>의 분석결과와 유사하다.

이제 난방방식별로 가구의 특성변수들이 미치는 효과를 비교해보자. 지역이나 주택형태, 건축년수와 자가소유 여부, 가구원수 등은 도시가스 가구 외의 다른 난방방식을 영위하는 가구들의 에너지 비용 효율성에는 대부분 영향을 미치지 않았으며 소득탄력성은 비탄력적이다. 반면, 주택면적과 전기비중의 효과가 매우 유의하며 난방방식과의 상관성도 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

주택면적이 33평초과인 경우 18평이하 주택에 비해 효율성이 증가하였다. 도시가스와 등유 가구에서는 주택면적 증가에 따른 효율성 증가율이 비슷하나 연탄 가구에서 그 증가폭이 가장 크다. 그러나 주택면적과 함께 규모의 경제가 있을 것으로 여겨지는 가구원수 증가는 도시가스 가구 외에는 효율성에 미치는 효과가 유의하게 나타나지 않았다.

59 선택수정향은 효율성 결정함수의 교란항의 분산 σ^2 과 난방방식 선택확률(P), 난방방식 선택확률의 교란항과 효율성 결정함수의 교란항간의 상관계수 ρ 등 여러요인들로 구성되었으므로, 난방방식 선택과 효율성 결정함수간에 상관성이 있더라도 선택수정향은 유의하지 않을 수 있다. 따라서 적은 수라도 선택수정향이 유의한 경우 대안선택과 연속선택간에 상관성이 있는 것으로 볼 수 있다.

<표 3-7> 비용효율성 결정요인 분석_DM 모형

설 명 변 수		연탄	등유	프로판	도시가스	심야전기
지역 (서울)	광역시	0.105	0.105	0.176	-0.006	0.000
	기타시도	0.015	-0.005	-0.101	-0.032	-0.168 *
주택 (아파트)	형태 단독주택	0.000	0.000	0.157	-0.049 **	-0.142
	연립다세대	0.000	-0.031	0.195	-0.075 ***	0.000
주택 (18~33)	면적 18평이하	0.056	-0.017	0.067 *	-0.017	0.005
	33평초과	0.250 ***	0.109 ***	-0.041	0.111 ***	0.081
건축년수		0.012	0.006	-0.032	-0.015 **	0.053
자가소유		-0.049	0.015	-0.012	-0.024 **	-0.009
ln_소득		-0.093 ***	-0.005	-0.040	-0.046 ***	-0.072
주소득_보조금		-0.024	0.059	-0.071	0.131	0.141
가구원수		0.015	0.006	0.023	0.011 *	0.005
가 구 주 연령	(60대)					
	50대	0.010	-0.030	-0.016	-0.008	0.019
	40대	-0.010	-0.004	-0.012	-0.005	0.012
	30대	-0.010	-0.019	0.020	-0.022	0.082
	20대	-0.157	0.050	0.004	0.023	-0.125
대학이상 학력		-0.018	-0.021	-0.008	0.005	-0.038
전기보조난방		-0.002	-0.028	-0.041	-0.002	-0.029
전기비중		-0.010 ***	-0.026 ***	-0.042 ***	-0.003 **	-0.035
선택 수정	연탄		0.067	-0.197	0.106	0.105
	등유	0.173		0.354 *	-0.041	0.497 **
	프로판	-0.114	-0.121		-0.035	-0.502 *
	도시가스	-0.054	0.000	0.031		-0.028
	심야전기	-0.009	0.042	-0.059	-0.028	
	상수항	0.980 ***	0.467 **	1.086 ***	0.650 ***	1.111 ***

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

가구의 주거에너지 소비량 중 전기비중이 높을수록 효율성이 감소하는 것으로 나타났다. 다른 난방연료와 달리 전기는 누진 적용을 받는다. 따라서 소비량 증가보다 비용이 더 가파르게 증가하므로 전기비중이 높아질수록 효율성 감소는 당연하다고 할 수 있으나 그 효과는 난방방식 별로 상이하였다.

프로판가스 사용가구는 전기비중 증가 시 비용효율성 감소폭이 가장 큰 것으로 나타났다. <표 3-6>을 보면 프로판가스 가구는 비싼 난방연료 가격으로 인해 다른 가구들에 비해 난방연료를 적게 소비하고 있으며, 전기 보조난방을 이용할 것으로 추측된다. 따라서 전기 소비가 에너지 비용에 미치는 영향이 큰 것으로 보인다.

또한 도시가스 가구에서 전기비중의 효과가 가장 적게 나타난 것은 <그림 3-2>에 나타난 것과 같이 전기비중의 분산이 크지 않기 때문으로 파악되는 바, 전기를 많이 쓰는 가구는 난방에너지 소비도 많고 전기를 적게 쓰는 가구는 난방도 적게 쓰는 경향이 있어서 전기비중의 차이가 큰 효과를 나타나지 않는 것으로 생각된다.

선택수정향을 보면 등유 사용확률이 높은 가구가 프로판가스나 심야 전기를 사용하게 될 경우 효율성이 증가하는 것으로 나타나 난방방식에 따른 상이한 소비패턴 및 에너지 소비 선호가 있음을 짐작하게 한다. 즉 등유 선택확률이 높은 가구는 심야전기 가구에 비해서는 상대적으로 열에 민감하지 않고 프로판가스 사용가구에 비해 전기 소비량이 적어 이들 가구들에 비해 효율성이 높게 나타날 것으로 판단된다.

3.5. 결론

가구의 에너지 소비는 주택의 선택으로 인한 난방방식 결정, 에너지원 간 소비비율 결정을 거쳐 최종적으로 에너지를 소비하는, 다양한 의사결정의 총체적 결과이다. 따라서 비용효율성 분석은 가구의 에너지 소비 의사결정에 관한 평가라고 할 수 있다.

주거에너지 소비는 지역, 주택 및 난방방식 특성과 가구 행태 등 여러 요인에 의해 영향을 받으나 이들 요인들이 주거에너지 소비에 실제로 어떤 영향을 미치는지에 대한 경로를 파악하기는 어렵다. 따라서 함수로의 적합이 용이하지 않으므로 비모수 분석기법인 DEA 모형을 이용해 효율성을 도출하였다. 그 결과, 가구 간 상대적 효율성 평균이 매우 낮아 우리나라 가구들은 비용효율적 가구와 일반가구와의 효율성 격차가 매우 큰 것으로 나타났다.

이러한 효율성 격차의 원인을 파악하기 위해 비용효율성의 결정요인을 분석하였다. 난방방식은 가구의 에너지 소비행태에 영향을 미칠 수 있으므로 난방방식의 상관성을 통제하고자 이산연속선택모형을 이용하였다. 분석결과는 다음 몇 가지로 요약될 수 있다.

첫째, 가구의 효용극대화를 위한 소비행태가 효율성에 영향을 미침을 계량적으로 확인하였다. 소비이론에 따르면 예산제약 하에서 가구는 효용극대화를 위해 연료의 상대가격에 따라 에너지원 간 소비비율을 결정한다. 본고의 분석결과 전기비중이 증가할수록 가구의 에너지 비용효율성이 감소하고 난방방식별 전기비중의 효과가 상이하게 나타났다. 따라서 가구가 효용극대화를 위해 에너지원별 상대가격에 따라 결정한 에너지원 간 결합비율이 효율성에 유효한 영향을 미침을 알 수 있다.

둘째, 난방방식에 따른 효율성의 차이는 전기비중의 차이에 기인하는 것으로 판단된다. 난방방식에 따라 가구가 직면하게 되는 연료 간 상대가격이 다르므로 난방방식별로 전기와 난방연료의 소비비율이 다르게 형성되며 이러한 소비패턴 및 의사결정이 비용효율성에 유의하게 영향을 미치는 것이다. 가구는 상대가격에 따라 어떤 에너지원은 많이 소비하기도 하고 어떤 에너지원은 적게 쓰기도 한다. 따라서 어느 한 에너지원에 대한 절약적 소비가 가구의 주거에너지 소비행태를 설명할 수 없으므로 가구의 에너지 소비를 분석하고자 하는 경우 전체 에너지를 대상으로 해야 함을 알 수 있다.

셋째, 난방방식과 효율성 간의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 분석결과에서 일관되게 나타나고 있으며, 난방방식별로 특별한 소비패턴이 있는 것으로 생각된다. 또한 난방방식과 가구의 에너지 소비를 설명하는 변수들 간에 상관성이 있으므로 이를 통제하지 않으면 왜곡된 결과가 발생할 수 있다.

본고는 주거에너지 소비에서 가구의 의사결정을 대표할 변수를 관찰하기 어려운 상황에서 에너지원 간 결합비율이라는 변수를 이용해 소비행태 및 의사결정의 역할을 파악하고자 하였다. 또한 상대적으로 중요성이 간과되어온 난방방식과 가구의 에너지 소비행태의 효과를 파악함에 의의를 가진다. 주거에너지에서 소비자 의사결정의 중요성에도 불구하고 이에 대한 연구는 부족한 만큼 향후 가구의 의사결정을 반영할 수 있는 변수의 발굴이 필요할 것으로 생각된다.

참고문헌 3

강재성·서정규, 『가스소매사업의 생산효율성 비교 분석』, 에너지경제연구원, 2004.

강창용·문동현, 『농업·농촌 에너지 수급 및 정책진단』, 한국농촌경제연구원, 2013.

권오상, “한국 화력발전소의 생산성변화 분석-기술변화와 효율성변화의 분리”, 『자원경제학회지』, 8(2), 1999: 149-174.

권오상·박호정, “CO2 배출량을 감안한 화력발전소의 생산성 변화분석”, 『경제학연구』, 58(2), 2000: 65-90.

권오상·김한호, “확률 DEA-FDH 기법을 이용한 산지유통 및 수급안정 조직의 경영성과와 그 결정요인 분석:[산지유통종합평가] 자료를 중심으로”, 『농업경제연구』, 50(2), 2009: 69-95.

남경모·강승진, “2 차 에너지산업의 기술적 효율성 국제비교 및 결정요인 분석에 관한 연구”, 『에너지경제연구』, 14(1), 2015: 111-141.

신정수, 『에너지소비조사 DB의 정책 활용도 제고방안 연구』, 에너지경제연구원, 2013.

심상렬·나인강·유승직·임재규·이성근·최병렬·이태정, 『국가 에너지절약 목표와 경제부문별 추진계획 수립』, 에너지경제연구원, 2001.

에너지경제연구원, 『에너지통계연보』, 2013.

안동환·권오상·이성우, “생산경계접근법을 이용한 제조업의 지역별 생산성 결

- 정요인 분석”, 『국토연구』, 38(6), 2003: 149-174.
- 원두환·김형건, “난방 방식에 따른 아파트 가격 변화 분석”, 『에너지경제연구』, 7(2), 2008: 75-101.
- 이성근·안영환·유정식·김봉진, 『에너지절약정책의 경제성분석 및 정책구성』, 에너지경제연구원, 2006.
- 이성근·나인강, 『가정부문 용도별 에너지소비량 및 소급추정에 관한 연구』, 에너지경제연구원, 2010.
- 임기추·강윤영·정창봉·권태규, 『생활양식이 가정부문 에너지 소비에 미치는 영향 분석』, 에너지경제연구원, 2004.
- 임기추·허경옥, 『에너지절약 정보유형의 가정부문 에너지소비 영향 분석』, 에너지경제연구원, 2008.
- 정한경·박광수·최도영·김수일·박용덕·노동석, 『에너지가격 정책 및 규제체계 개선연구』, 에너지경제연구원, 2007.
- 최문선·정윤경·이보혜, 『분위회귀분석을 통한 가정부문 용도별 에너지소비량 분포 및 특성 분석』, 에너지경제연구원, 2013.
- Ang, B.W., “Monitoring changes in economy-wide energy efficiency: from energy - GDP ratio to composite efficiency index”, *Energy Policy*, 34(5), 2008: 574-582.
- Aigner, D., Lovell, C.K., Schmidt, P., “Formulation and estimation of stochastic frontier production function models”, *Journal of Econometrics*, 6(1), 1997: 21-37.
- Baxter, L.W., Feldman, S.L., Schinnar, A.P., Wirtshafter, R.M., “An efficiency analysis of household energy use”, *Energy economics*, 8(2), 1986:

62-73.

Blum, H., “The economic efficiency of energy-consuming equipment: a DEA approach”, *Energy Efficiency*, 8(2), 2015: 281-298.

Baxter, L.W., Feldman, S.L., Schinnar, A.P., Wirtshafter, R.M., “An efficiency analysis of household energy use”, *Energy economics*, 8(2), 1986: 62-73.

Bourguignon, F., Fournier, M., Gurgand, M., “Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte Carlo comparisons”, *Journal of Economic Surveys*, 21(1), 2007: 174-205.

Chung, W., “Review of building energy-use performance benchmarking methodologies”, *Applied Energy*, 88(5), 2011: 1470-1479.

Cooper, W.W., Tone, K., “Measures of inefficiency in data envelopment analysis and stochastic frontier estimation”, *European Journal of Operational Research*, 99(1), 1997: 72-88.

Christensen, L.R., Greene, W.H., “Economies of scale in US electric power generation”, *The Journal of Political Economy*, 1976: 655-676.

Coelli, T., “Estimators and hypothesis tests for a stochastic frontier function: a Monte Carlo analysis”, *Journal of productivity analysis*, 6(3), 1995: 247-268.

Coelli, T.J., Prasada Rao, D.S., O'Donnell, C.J., Battese, G.E., “Data Envelopment Analysis”, *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, 2005: 161-181.

Dubin, J.A., McFadden, D.L., “An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption”, *Econometrica: Journal of the*

Econometric Society, 1984: 345-362.

Dahl, G.B., “Mobility and the return to education: Testing a Roy model with multiple markets”, *Econometrica*, 70(6), 2002: 2367-2420.

Fare, R., Grosskopf, S., Lovell, C.K., *Production frontiers*, Cambridge University Press, 1994.

Ferrier, G.D., Lovell, C.K., “Measuring cost efficiency in banking: econometric and linear programming evidence”, *Journal of econometrics*, 46(1), 1990: 229-245.

Filippini, M., Hunt, L.C., “US residential energy demand and energy efficiency: A stochastic demand frontier approach”, *Energy Economics*, 34(5), 2012: 1484-1491.

Filippini, M., Hunt, L.C., Zorić, J., Impact of energy policy instruments on the estimated level of underlying energy efficiency in the EU residential sector, *Energy Policy*, 69, 2014: 73-81.

Grösche, P., “Measuring residential energy efficiency improvements with DEA”, *Journal of Productivity Analysis*, 31(2), 2009: 87-94.

Haas, R., Auer, H., Biermayr, P., “The impact of consumer behavior on residential energy demand for space heating”, *Energy and buildings*, 27(2), 1998: 195-205.

Heckman, J.J., “The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models”, In *Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4), NBER, 1976: 475-492.

Heckman, J.J., “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*:

- Journal of the econometric society*, 1979: 153-161.
- Kumbhakar, S.C., Lovell, C.K., *Stochastic frontier analysis*, Cambridge University Press, 2003.
- Lee, L.F., “Generalized econometric models with selectivity”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1983: 507-512.
- McFadden, D., “Conditional logit analysis of qualitative choice behavior”, in P. Zarembka ed., *Frontiers in Economics*, Academic Press, 1974.
- Ondrich, J., Ruggiero, J., “Efficiency measurement in the stochastic frontier model”, *European Journal of Operational Research*, 129(2), 2001: 434-442.
- Schipper, L., Unander, F., Murtishaw, S., Ting, M., “Indicators of energy use and carbon emissions: explaining the energy economy link”, *Annual Review of Energy and the Environment*, 26(1), 2001: 49-81.
- Schmidt, P., “Frontier production functions”, *Econometric reviews*, 4(2), 1985: 289-328.
- Schmertmann, C.P., “Selectivity bias correction methods in polychotomous sample selection models”, *Journal of Econometrics*, 60(1), 1994: 101-132.
- Train, K., *Qualitative choice analysis: Theory, econometrics, and an application to automobile demand (Vol. 10)*, MIT press, 1986.
- Timmer, C.P., “Using a probabilistic frontier production function to measure technical efficiency”, *The Journal of Political Economy*, 1971: 776-794.

Abstract

Econometric Analyses of Residential Energy Use in Korean Households

Kim, Younghee

Major in Agricultural & Resource Economics

Department of Agricultural Economics and Rural Development

The Graduate School

Seoul National University

Energy is an essential input for industries, but its price can and does fluctuate dramatically, resulting in significant economic effects. The critical role of energy makes its supply and demand a priority for policy consideration, and there have been numerous studies forecasting energy market dynamics.

Studies of residential energy began during the oil shocks of the 1970s, motivated by concern with the heavy burden that energy costs placed on household budgets. While it often has been disregarded as a small portion of nationwide energy demand, recently the residential energy market has received attention as one of the many vectors for addressing issues of global climate change. This is because the rela-

tive portion of total demand that the residential sector represents has increased.

Despite a number of studies on residential energy demand, the field is still characterized as “uncertain” (Estri, 2015), or as a “black spot” (Stern, 1986). One attempt to explain residential energy demand using standard economic variables such as prices and income found unexpectedly low price and income elasticities, suggesting that these simple economic variables might not capture relevant variations in household behavior. Another analytical strategy is to analyze residential energy demand with technical and physical factors. That strategy has also shown limitations, proving that it is hard to identify household behaviors and characteristics, so the struggle to explain household consumption patterns continues. In Socolow’s highly-cited and technical “Twin Rivers” study (1978), he found a 200~300% difference in energy consumption among 28 houses with identical structures. Socolow suggests that the most significant determinant of residential energy consumption is behavioral. As a result, the current social-scientific approach attempts to explain residential energy demand from the perspective of residents’ choices and behaviors.

Residential energy consumption should be analyzed on the basis of household decisions, because consumption results from daily choices. However, most existing studies have been limited to simple descriptions of the present state, often using time-series analysis with macro-economic variables, which at best may give characteristically or geographically broad explanations of residential energy consumption.

This paper investigates a little-explored topic, particularly in Korea, residential energy consumption based on preferences and choices of households. The first essay examines differences in preference for commodity consumption between lower-income and average-income Korean households. The second essay discusses quantitative estimates of the correlation between a household's heating system and its energy consumption pattern. The third essay explores the relationship between household cost-minimization behavior and the household's efficiency score.

The objective of the first essay is to determine drivers of lower-income household behaviors when facing an increase in heating energy price. Lower-income households with little ability to smoothly adjust to a price shock are very likely to reduce consumption of other necessities. The energy price is dependent not only on market fluctuation, but also on weather conditions, because more energy is required to keep the same indoor temperature, as outdoor temperatures drop in the winter. Both cases are considered in this paper. Food consumption has been considered to be very critical for Korean lower-income households, so they have a tendency to increase food consumption rather than heating energy consumption, even when energy prices rise during the winter. In such cases, health care expenditures may also decrease. Policy measures to prevent overall health risk may prove necessary, perhaps in the form of energy vouchers.

The second essay closely examines the correlation between heating systems and heating energy consumption, using the

“discrete-continuous” method. Most Korean people use the traditional “Ondol” heating system, which is generally installed as part of the frame of the house. As a result, the choice of house type may impact the choice of a heating system or heating fuel, and thereby affect heating energy consumption. I employ the discrete-continuous model to examine energy consumption, to control those correlations. Results show that there are distinctive and significant characteristics of households that choose a specific heating system, but that those characteristics do not impact their heating energy consumption. That is to say, once a system is chosen, a significant portion of household energy consumption may be determined by the heating system they chose. This relation may be a key factor in understanding households’ residential energy consumption.

The third essay evaluates cost efficiency, to analyze the way households seek to maximize their utility when their budget and the heating system are both fixed. The low average efficiency score reveals huge difference between the most efficient households and more typical households. In addition, I estimated determinants of the efficiency score, to understand what causes observed differences. Results show that the higher the electricity ratio within total residential energy use, the lower the efficiency score is, and that the ratios have different distributions for different heating systems. From these results, I conclude that households may determine the combined ratio between heating fuels and electricity based on the relative prices for each, so the portion of electricity within the total energy use for

the household can affect energy efficiency.

While household preferences are not easily observable, they can be revealed indirectly by household choices. The econometric analyses here empirically demonstrate that there are significant determinants of energy consumption, determinants that help to explain household energy consumption in a way practical for policy makers.

.....

*Keyword: heating system, residential energy, consumer choice,
discrete choice model, discrete-continuous model, AIDS,
cost efficiency, energy poverty*

Student number : 2008-30322